



TERVEYDEN JA
HYVINVOINNIN LAITOS

Suvi Mäklin
(toim.)

TYÖPAPERI

Terveystaloustiede 2017

Terveystaloustieteen päivä 3.2.2017

TYÖPAPERI 1/2017

Suvi Mäklin (toim.)

Terveystaloustiede 2017

Terveystaloustieteen päivä 3.2.2017



**TERVEYDEN JA
HYVINVOINNIN LAITOS**

© Kirjoittaja ja Terveiden ja hyvinvoinnin laitos

ISBN 978-952-302-808-1 (painettu)
ISBN 978-952-302-809-8 (verkkojulkaisu)
ISSN 2323-363X (verkkojulkaisu)
<http://urn.fi/URN:ISBN:978-952-302-809-8>

Juvenes Print – Suomen Yliopistopaino Oy
Tampere, 2017

Esipuhe

Terveystaloustieteen päivä on jokavuotinen seminaari, joka kokoaa yhteen terveydenhuollon asiantuntijoita, päätöksentekijöitä, tutkijoita ja muita terveystaloustieteestä kiinnostuneita. Tapahtuman järjestää Terveystaloustieteen Seura yhdessä Svenska Handelshögskolanin ja Terveiden ja hyvinvoinnin laitoksen Terveys- ja sosiaalitalouden yksikön kanssa.

Terveystaloustieteen päivän pääteemana on tänä vuonna sote-uudistus palvelujen järjestämisen näkökulmasta. Osana sote-uudistusta säädetään valinnanvapauslainsäädäntö, jolla pyritään siihen, että jatkossa asiakkaat voivat valita palvelunsa joko julkiselta, yksityiseltä tai kolmannelta sektorilta. Mikroyritykset, järjestöt, julkinen sektori ja suuret kansainväliset toimijat tuovat parhaimmillaan monipuolisuutta ja joustavuutta, mutta asettavat erilaisuudellaan myös haasteita palvelujärjestelmälle.

Samansuuntaisia terveydenhuollon uudistuksia on jo aiemmin toteutettu muualla. Miten uudistus on sujunut esimerkiksi Ruotsissa ja mitä siitä voidaan oppia? Mitä terveystaloustieteellinen tutkimus kertoo monituottajamalleista? Millaisia esimerkkejä meillä on Suomessa julkista ja yksityistä sektoria yhdistävästä palvelutuotannosta? Johtaako sote-uudistus kilpailuun vai yhteistyöhön eri toimijoiden välillä? Terveystaloustieteen päivän tavoitteena on etsiä vastauksia muun muassa näihin kysymyksiin.

Aamupäivän ohjelman aloittaa professori Anders Anell Lundin yliopistosta käsittelemällä Ruotsin kokemuksia julkisen ja yksityisen palvelutuotannon yhdistämisessä erityisesti terveydenhuollossa. Professori Anellin jälkeen teemaa syvennetään kotimaisesta näkökulmasta. Emeritus professori Juhani Lehto Tampereen yliopistosta nostaa esiin julkisen sääntelyn haasteita ja mahdollisuuksia sote-palvelumarkkinoiden osalta. Yksikönpäällikkö Timo T. Seppälä Terveiden ja hyvinvoinnin laitokselta puolestaan herättelee ajattelemaan yleisiä väärinymmärryksiä näihin kahteen sektoriin liittyen.

Iltapäivän ohjelmassa on ensin kaksi erityyppistä sessiota, jotka koostuvat kutsutuista puheenvuoroista. Aihe-ehdotuksia näihin sessioihin on pyydetty Terveystaloustieteen Seuran jäseniltä sekä edellisen Terveystaloustieteen päivän osallistujilta. Kuntoutuksen tulevaisuutta ja käynnissä olevaa kuntoutuksen kokonaisuudistusta käsitellään eri näkökulmista paneelikeskustelussa. Toisessa samanaikaisessa sessiossa perehdytään käyttäytymistaloustieteeseen ja sen soveltamiseen terveystaloustieteessä. Iltapäivän päättää kaksi rinnakkaisessiota, joissa kuullaan abstraktien perusteella valittuja ajankohtaisia terveystaloustieteen tutkimuksia.

Terveystaloustieteen Seura kiittää Terveystaloustieteen päivän valmisteluun ja toteuttamiseen osallistuneita henkilöitä ja organisaatioita, erityisesti Next Travel Ltd:tä, Svenska Handelshögskolania ja Terveiden ja hyvinvoinnin laitosta.

Terveystaloustieteen päivä järjestetään seuraavan kerran perjantaina 2.2.2018.

Tervetuloa!

Pekka Rissanen
Terveystaloustieteen Seuran puheenjohtaja

Suvi Mäklin
Terveystaloustieteen Seuran sihteeri

Sisällys

Esipuhe	3
Ohjelma	6
Kilpailun vaikutus yksityisten yleislääkäreiden palkkioihin Riina Hiltunen, Hennamari Mikkola, Lauri Virta	8
Mistä lonkkamurtumapotilaiden hoidon tuloksellisuuserot johtuvat? Unto Häkkinen	14
Tehostetun palveluasumisen sote-kustannukset – onko tehostetun palveluasumisen kustannuksissa eroja kunnittain ja yksityisen ja julkisen välillä? Miika Linna, Tero Tyni, Teija Mikkola, Iris Hörhammer	20
Terveystalouden rahoituksen progressiivisuus 1990–2012 ja sote-rahoitusuudistuksen arvioit kohdentumisvaikutukset Jan Klavus, Pekka Rissanen	25
Reality check: The effect of Health IT adoption on prescription drug abuse Petri Böckerman, Mika Kortelainen, Liisa Laine, Mikko Nurminen, Tanja Saxell	29
Comparative quality of life among Austrians, English and Finnish people Ismo Linnosmaa, Lien Nguyen, Hanna Jokimäki, Eirini Saloniki, Laurie Batchelder, Birgit Trukeschitz, Juliette Malley, Julien Forder	32
Hepatiitti B-rokotusohjelman taloudellinen arviointi Tanja Karvonen, Heini Salo, Markku Nurhonen, Kari Auranen, Tuija Leino	38
Budget impact analysis of cervical cancer screening strategies for Kuopio hospital district Jari Kempers, Sami Väisänen	41



Terveystaloustieteen päivä Helsingissä 3.2.2017

Aika: Perjantai 3.2.2017 klo 9.00–18.00 (ilmoittautuminen 8.00–9.00)
Paikka: Svenska handelshögskolan, Runeberginkatu 10, Helsinki
Järjestäjät: Terveystaloustieteen Seura ry, Terveys- ja sosiaalitalous -yksikkö (THL), Svenska handelshögskolan

Public-private mix sotessa – yhteistyötä vai kilpailua?

- | | |
|--------------------|---|
| 08.00–09.00 | Ilmoittautuminen Svenska handelshögskolanin aulassa (Runeberginkatu 10) |
| 09.00–09.15 | Tilaisuuden avaus
Terveystaloustieteen Seuran puheenjohtaja, professori Pekka Rissanen |
| 09.15–10.15 | Private-public mix in health care services – the Swedish experience
Anders Anell, professori, Lundin yliopisto, Ruotsi |
| 10.15–10.45 | Kahvitauko |
| 10.45–11.15 | Suomen sote-uudistus sote-palvelumarkkinoiden julkisen sääntelyn haasteena
Juhani Lehto, professori emeritus, Tampereen yliopisto |
| 11.15–11.45 | Yleiset väärinymmärrykset julkisesta ja yksityisestä
Timo T. Seppälä, yksikönpäällikkö, Terveys- ja sosiaalitalous -yksikkö, THL |
| 11.45–12.00 | Keskustelua |
| 12.00–13.30 | Lounas (omakustanteinen lounas lähiseudun ravintoloissa) |

Kuntoutuksen panokset, tuotokset ja vaikuttavuus – Mihin kuntoutuksen kaksi miljardia euroa kannattaa tulevaisuudessa sijoittaa ja miten? (Auditorium Aulan) Puheenjohtaja: Pekka Rissanen		Käyttätymistaloustiede – perusteet ja sovellukset terveyteen ja talouteen (Sali 210) Puheenjohtaja: Lauri Sääksvuori	
13.30–13.35	Puheenjohtajan avauspuheenvuoro	13.30–13.50	Käyttätymistaloustiede Marja-Liisa Halko, Helsingin yliopisto
13.35–14.00	Paneelin alustuspuheenvuorot (5min/panelisti) Kari Välimäki, kuntoutuksen uudistamiskomitean pj Kari-Pekka Mäki-Lohiluoma, Kela Susanna Kallama, Suomen Yrittäjät Timo Pehkonen, Oulun kaupunki Jutta Pulkki, Tampereen yliopisto	13.50–14.10	Käyttätymistaloustieteen kontribuutiot terveystaloustieteeseen Lauri Sääksvuori, THL
14.00–14.50	Paneelikeskustelu	14.10–14.30	Raha ja elämänlaatu – tutkimus ja politiikkaimplikaatiot Ohto Kanninen, Palkansaajien tutkimuslaitos
		14.30–14.50	Käyttätymistiede liikunnan ja terveyden edistämisessä Nelli Hankonen, Tampereen yliopisto
14.50–15.15		Kahvitauko	
Abstraktisessio (Auditorium Aulan) Puheenjohtaja: Timo T. Seppälä		Abstraktisessio (Sali 210) Puheenjohtaja: Marja Blom	
15.15–15.35	Kilpailun vaikutus yksityisten yleislääkäreiden palkkioihin Riina Hiltunen, Hennamari Mikkola, Lauri Virta	15.15–15.35	Reality check: The effect of Health IT adoption on prescription drug abuse Petri Böckerman, Mikko Nurminen, Mika Kortelainen, Liisa Laine, Tanja Saxell
15.35–15.55	Mistä lonkkamurtumapotilaiden hoidon tuloksellisuuserot johtuvat? Unto Häkkinen	15.35–15.55	Hepatiitti B-rokotusohjelman taloudellinen arviointi Tanja Karvonen, Heini Salo, Markku Nurhonen, Kari Auranen, Tuija Leino
15.55–16.15	Tehostetun palveluasumisen sote-kustannukset Miika Linna, Tero Tyni, Teija Mikkola, Iris Hörhammer	15.55–16.15	Budget impact analysis of cervical cancer screening strategies for Kuopio hospital district Jari Kempers, Sami Väisänen
16.15–16.35	Terveydenhuollon rahoituksen progressiivisuus 1990-2012 ja sote-rahoitusuudistuksen arvioidut kohdentumisvaikutukset Jan Klavus, Pekka Rissanen	16.15–16.35	Comparative quality of life among Austrians, English and Finnish people Ismo Linnosmaa, Lien Nguyen, Hanna Jokimäki, Eirini Saloniki, Laurie Batchelder, Birgit Trukeschitz, Juliette Malley, Julien Forder
16.35–18.00		Viinibuffet	

Kilpailun vaikutus yksityisten yleislääkäreiden palkkioihin

Riina Hiltunen¹, Hennamari Mikkola², Lauri Virta²

¹ Turun kauppakorkeakoulu

² Kela

Tausta

Käynnissä oleva sote-uudistus avaa terveydenhuollon tuotantomarkkinoita kilpailulle. Uusimmissa lakiluonnoksissa potilas voi jo vuonna 2019 valita nk. suoran valinnan palveluissa palveluntuottajan myös yksityissektorilta (Lakiluonnos 21.12.2017, STM 2016). Uudistuksen tavoitteina on mm. parantaa pääsyä perustason palveluihin ja hyötyä kilpailun suotuisista vaikutuksista (Brommels ym. 2016, Virtanen ym. 2016).

Täydellisen kilpailun edellytykset täyttyvät terveydenhuollossa huonosti (Arrow 1963). Esimerkiksi informaation epäsymmetrisyyden vuoksi potilasta ei pidetä valistuneena kilpailuttajana, etenkin palvelun laadun suhteen (McGuire 2000, Dranove ym. 2000 ja Dranove 2012). Empiiriset tutkimukset kuitenkin osoittavat, että perinteiset toimialan taloustieteen oletukset pätevät usein myös terveyspalveluissa. Keskityneempi markkinarakente on yhteydessä korkeampiin hintoihin. Viimeaikaisten tutkimusten mukaan kilpailu parantaa myös laatua (Gaynor ym. 2012), mutta päinvastaisiakin tuloksia on saatu (Gaynor ym. 2013 ja 2015, VNK 2015).

Suomessa potilas on jo useita vuosikymmeniä voinut itse valita terveyspalveluyrityksen ja lääkärin yksityisillä markkinoilla. Yksityiset lääkärit pitävät vastaanottoa tyypillisesti joko vuokralla lääkäritaloissa tai omana pienpraktiikkana, mutta yrityksestä tai toimintamuodosta riippumatta yksityiset lääkärit määrittävät palkkiotasonsa pääsääntöisesti itse (Lääkäriliitto, 2015). Näiden täydentävien yksityisten palveluiden kustannuksia on korvattu sairaanhoitovakuutuksesta (shv) pienimuotoisesti 1960-luvulta lähtien. Korvausjärjestelmän ansioista yksityisestä sektorista on olemassa yksityiskohtainen ja mittava kansallinen rekisteri.

Tämän tutkimuksen tavoitteena on selvittää, toimiiko hintakilpailu yksityisten yleislääkäripalvelujen markkinoilla, joilla potilas itse tekee valinnan ja julkisen vallan sääntely on vähäistä. Erityisesti tutkimme shv-rekisterin poikkileikkausaineistolla, onko markkinoiden keskittyneisyydellä yhteyttä lääkärinpalkkion tasoon. Tutkimustuloksia voidaan hyödyntää valinnanvapausmallin suunnittelussa ja kilpailuviranomaisen markkinavalvonnan kehittämisessä.

Aineisto ja menetelmät

Tutkimusaineistona oli vuoden 2014 lääkärinpalkkioiden shv-korvausrekisteri, jossa oli korvattujen yksityislääkärin vastaanottokäyntien tiedot potilas- ja palveluntuottajakohtaisesti. Aineistossa oli ristiin luokiteltu rakenne: yksittäinen potilas voi käydä vuoden aikana useamman lääkärin vastaanotolla ja lääkäri toimia useammassa toimipisteessä, jotka voivat edelleen olla saman tai kilpailevien yritysten toimipisteitä.

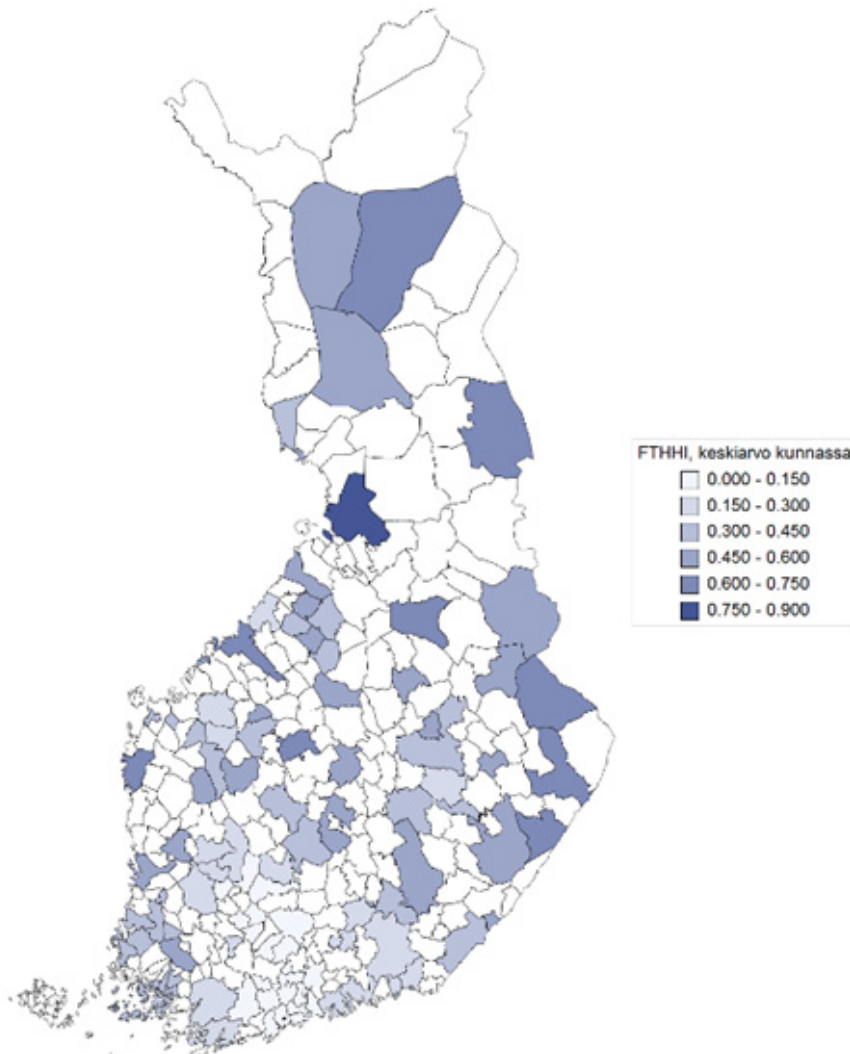
Selitettäväksi muuttujaksi valittiin erikoistumattomien yleislääkäreiden perimä palkkio 20 minuutin vastaanottokäynnistä, mikä oli yleisin aikaperusteinen käynti (75,6 %). Vastaanottokäyntien vertailukelpoisuuden parantamiseksi rajasimme tarkasteluun arkena tehty ensimmäinen¹, joissa potilas oli yli 68-vuotias². Poikkeavat äärihavainnot poistettiin, jonka jälkeen tutkimusaineistossa oli 28 306 havaintoa (n. 7 % 20 min

¹ Tammi- ja helmikuun käynnit jätettiin myös mallinnuksesta vuonna 2013 alkaneiden hoitajaksojen uusintakäyntien poistamiseksi.

² Yksityisiä vakuutuksia ei yleensä myönnetä eläkeikäisille, tai ne ovat heille hyvin kalliita.

yleislääkärikäynneistä) ja selitettävä lääkärinpalkkio vaihteli 15,00 – 112,00 euron välillä. Maksettu shv-korvaus oli samanmittaisille käynneille aina kiinteä 11 €.

Yleislääkärin vastaanottomarkkinoiden kilpailun kireyttä mitattiin $FTHHI_i$ - keskittyneisyysindeksillä (fixed-travel time Herfindahl-Hirschmann –index, Dunn ym. 2013). Se lasketaan todellisten markkinaosuuksien sijaan lääkäreiden odotetuista markkinaosuuksista $E(s_i)$, jotka perustuivat asiakkaiden ja lääkäreiden välisiin etäisyyksiin (Dunn ja Shapiro 2013, Dranove 2016). Potilaan ja lääkärin väliseksi maksimietäisyydeksi asetettu 150 km sisälsi n. 97 % toteutuneista matkustusetäisyyksistä.³



Kuva 1. $FTHHI_i$ -indeksin keskiarvo kunnassa. Tyhjiällä alueilla ei tarjottu yleislääkärin vastaanottopalveluja vuonna 2014.

³ Kun kodin ja lääkärinvastaanoton etäisyys ylitti 150 km, etäisyyden ei uskottu enää kuvaavan potilaan matkustamista vastaanotolle, vaan esimerkiksi muutot ja kotimaanmatkailu ovat todennäköisempiä selityksiä. Etäisyys laskettiin linnuntietä postinumeroalueiden geometrinen keskipisteiden välille.

Hajautuneilla markkinoilla indeksi lähestyy nollaa, ja äärimmäisen keskittyneillä monopolimarkkinoilla se saa arvon 1. Indeks ei ole riippuvainen lääkäreiden laatueroista, joten se vähentää perinteisten keskittyneisyyksien endogeenisuusongelmaa.

Lääkärimarkkinoiden keskittyneisyyden ja lääkärinpalkkion välinen yhteys mallinnettiin 3-tasoisella ristiin luokituneella monitasomallilla (CCMM, cross-classified multilevel model, Dunn ym. 2015), jossa v_{0j} on jäännöstermi yritysten j , u_{0k} postinumeroalueiden k , μ_{0i} lääkäreiden i ja $\varepsilon_{0n(ijk)}$ yksittäisten käyntien n väliselle palkkionvaihtelulle:

$$\text{LOG(lääkäripalkkio)}_{n(ijk)} = \beta_{0mijk} + \beta_1 \text{LOG}(FTHHI_i) + X,$$

$$\text{jossa } \beta_{0mijk} = \beta_0 + u_{0k} + v_{0j} + \mu_{0i} + \varepsilon_{0n(ijk)}.$$

Vektori X sisälsi lääkärin potilaiden demografista vaihtelua, lääkärin kustannuksia sekä lääkärin laatua kontrolloivia muuttujia. Lääkärin kohtaama vaihtelu potilaskunnassa kontrolloitiin potilaan sekä potilaan asuinpostinumeroalueen⁴ demografisilla muuttujilla sekä julkisen avoterveydenhuollon yleislääkärikäyntien määrällä potilaan terveyskeskusalueella⁵.

Lääkärin kustannukset kontrolloitiin lääkärin postinumeroalueen keskimääräisellä vuokratasolla ja mediaanitulotasolla (Tilastokeskus, 2014) ja valtakunnalliset ketjut erotti muista yrityksistä dummy-muuttujia. Lääkärin laatuominaisuuksia kontrolloitiin mm. lääkärin potilaiden keskitulotasolla, päätoimisuuden asteella ja kokemusvuosina lääkäriksi valmistumisesta. Lopulta kontrolloimme aluemarkkinoiden houkuttelevuuteen ja markkinoille tuloon vaikuttavia tekijöitä lisäämällä malliin alueen väestön koon ja keski-ian, jotka lisäävät lääkäreiden markkinoille tulon houkuttelevuutta.

Selitysmalli rakennettiin vaiheittain muodostamalla ensin ns. nollamalli ilman $FTHHI_i$ - ja X -vektorin selittäjiä. Nollamallin tasojen välisistä kovariansseista laskettiin tasojen (intraclass correlation, ICC) sekä solujen (intracell correlation, IC) sisäkorrelaatiot. ICC on tasomuuttujien välisten lääkärinpalkkioiden korrelaatio, ja IC vastaava korrelaatio kaikkien tasomuuttujien pysyessä samana (Dunn ym. 2015). Täysi selitysmalli rakennettiin lopulta lisäämällä kiinteät vaikutukset malliin alimmasta tasosta lähtien. Mallinnukseen käytettiin SAS Enterprise Guide 7.1 –ohjelmaa.

Tulokset

Nollamalli osoittaa, että valtaosa (ICC_j=59 %) yleislääkäripalkkion vaihtelusta on yritysten välistä, 9 % lääkärin postinumeroalueiden välistä ja 19 % lääkäreiden välistä. Kun yritys, postinumero ja lääkäri olivat samat, perityt palkkiot korreloivat 87-prosenttisesti (taulukko 1).

Täydessä selitysmallissa (taulukko 2) $FTHHI_i$ saa tilastollisesti merkitsevän kertoimen 0,0245 ($p=0,0173$) eli kireämpi kilpailu johtaa matalampaan hintatasoon. Yrityksen ketjumaisuuden palkkiota nostava vaikutus (0.191, $p=0,0513$) on tilastollisen merkitsevyyden rajoilla. Malli selitti yritysten välisestä lääkärinpalkkion vaihtelusta 8 %, postinumeroalueiden välisestä vaihtelusta 2 % ja lääkäreiden välisestä vaihtelusta 11 %.

⁴ Paavo-tietokannan postinumeroalueittaisia muuttujia liitettiin sekä potilaan että lääkärin sijaintitietoihin.

⁵ Perusterveydenhuollon avosairaanhoidon lääkärikäynnit yhteensä / 1 000 asukasta vuonna 2013 (Sotkanet).

Taulukko 1. Nollamalli.

NOLLAMALLI				
	Estimaatti	Keskivirhe	Pr > t	
Vakiotermi β_0	3,9482	0,01953	<.0001	
Taso	Korrelaatiokerroin	Keskivirhe	Pr > Z	ICC*
Yritys	0,0287	0,0053	<.0001	59 %
Postinumeroalue	0,0042	0,0007	<.0001	9 %
Lääkäri	0,0095	0,0005	<.0001	19 %
Jäännöstermi	0,0066	0,0001	<.0001	
IC= 87 %				

Taulukko 2. Selitysmalli.

SELITYSMALLI				
	Estimaatti	Keskivirhe	Pr > t	
Vakiotermi β_0	3,6102	0,2090	<.0001	
Potilaan ikä	0,0035	0,0020	0,0810	
Potilaan ikä ²	0,0000	0,0000	0,0652	
Potilaan tulot, 1000 € (LOG)	-0,0011	0,0009	0,1986	
Korkeakoulutettujen osuus pot pno:lla (LOG)	-0,0044	0,0019	0,0205	
Mediaanitulot pot pno:lla (LOG)	0,0113	0,0058	0,0515	
Potilaan ja lääkärin välinen etäisyys, 10 km	0,0004	0,0001	0,0002	
Potilas = mies	-0,0008	0,0011	0,4900	
Lääkärin potilaiden keskitulot,	-0,0004	0,0003	0,2883	
Lääkärin kokemus	-0,0017	0,0003	<.0001	
Lääkärin päätoimisuuden aste, vastaanottoja/työpä	0,0066	0,0012	<.0001	
Lääkäri = mies	0,0097	0,0063	0,1239	
FTHHHI, 150km (LOG)	0,0245	0,0103	0,0173	
Yritystyyppi=Valtakunnallinen ketju	0,1910	0,0960	0,0513	
Vuokrataso lääkärin pno:lla (LOG)	0,0573	0,0309	0,0668	
Mediaanitulot lääkärin pno:lla (LOG)	-0,0026	0,0768	0,9736	
TK-lääkärikäynnit 2013/ 1000 asukasta	0,0000	0,0000	0,3722	
Asukkaat lääkärin pno:lla, x1000	-0,0005	0,0015	0,7370	
Asukkaiden keski-ikä lääkärin pno:lla	-0,0003	0,0022	0,8779	
				Selitetty osuus tasomuuttujien välisestä vaihtelusta
Taso	Korrelaatiokerroin	Keskivirhe	Pr > Z	
Yritys	0,0264	0,0049	<.0001	8 %
Postinumeroalue	0,0042	0,0007	<.0001	2 %
Lääkäri	0,0085	0,0005	<.0001	11 %
Jäännöstermi	0,0066	0,0001	<.0001	

Yhteenveto ja johtopäätökset

Vain viidesosa lääkäripalkkion tasosta riippuu lääkäristä, vaikka lääkäri lähtökohtaisesti saa itse määrittää palkkionsa. Yli puolet (59 %) yksityislääkäripalkkioiden vaihtelusta liittyy siihen, minkä yrityksen alla lääkäri harjoittaa ammattiaan. Se että tietyn yrityksen, postinumeroalueen ja lääkärin yksittäiset palkkiot olivat erittäin vahvasti korreloituneet, ei ollut yllättävää, koska yksittäiset käynnit ja potilaat rajattiin samankaltaisiksi jo tutkimusasetelmassa.

Tulosten mukaan kilpailun kireys on yhteydessä lääkäripalkkion tasoon kilpailuteorian oletusten suuntaisesti, joskin vaikutus on melko maltillinen. Jos monopolimarkkinoilla peritään 37 €, kaikkein hajautuneimmilla markkinoilla ($FTHHI_i = 0,0653$) lääkäripalkkio on noin 2,4 € matalampi. Mallinrakennuksessa lääkäripalkkion ja keskittyneisyyden välinen yhteys pysyi tilastollisesti merkitseväenä ja suuruusluokaltaan samana lähes riippumatta mallin muusta rakenteesta. Tulos on myös linjassa Dunn ym. (2013) tutkimuksen kanssa: He saavat ortopedian erikoisalalla samankaltaisella tutkimusasetelmalla $FTHHI_i$:lle kertoimen 0,023 ja 0,035 välillä indeksin laskentatavasta riippuen.

Lääkäreiden voitontavoittelun motiiveilla näyttää myös olevan looginen yhteys palkkioon, sillä päätömmiset ja kokemattomat lääkärit perivät korkeinta hintaa. Sivutyönä yksityistä vastaanottoa pitävillä virkatyö turvaa jo hyvän elintason. Lisäksi mieslääkäreiden tiedetään hakeutuvan yksityissektorille naisia useammin korkean tulotason vuoksi (mm. Saarinen 2008), tosin mallissa vaikutus ei tosin ollut tilastollisesti merkitsevä. Nuorempien lääkäreiden alempi työn arvostus (Heikkilä ym. 2009) voi lisäksi ilmetä aktiivisempänä voiton tavoitteluna.

Kilpailutilannetta merkittävämmäksi palkkiotason selittäjäksi osoittautui se, toimiiko lääkäri valtakunnallisesti toimivan ketjun alaisuudessa vai ei. Jos muiden yritysten lääkärit perivät 37 €, valtakunnallisten ketjujen lääkärit perivät noin 44,8 € muiden tekijöiden pysyessä samoina. Ero on noin 7,8 €, eli yli kolminkertainen suhteessa kilpailutilanteen vaikutukseen. Yritysten välille jäi vielä runsaasti selittämätöntä vaihtelua. Tämä vaihtelu saattaa liittyä yrityksen kustannuksiin tai laatutekijöihin, jotka parantavat myös lääkärin neuvotteluasemaa. Esimerkiksi yrityksen panostukset sähköisiin ajanvaraus- ja omahoitoportaaleihin tai markkinointiin lisäävät palvelun saavutettavuutta sekä nostavat brändiarvoa ja laatumielikuvaa, jolloin yrityksessä työskentelevät lääkärit voivat periä potilailta myös korkeampaa palkkiota.

Aiemmissa empiirisissä tutkimuksissa lääkärin havaitsemattomat laatutekijät aiheuttavat tyypillisesti puuttuvan estimaatin harhaa. Estimoituihin markkinaosuuksiin perustuva $FTHHI_i$ -indeksi kuitenkin vähentää tätä harhaisen estimaatin ongelmaa (Kessler ym. 2000 ja Dunn ym. 2013). Mikäli markkinoilla yhä on jokin havaitsematon syy, joka aiheuttaa markkinoilla matalat hinnat, lääkärit todennäköisesti välttävät näille markkinoille tuloa. Mahdollinen puuttuvan estimaatin harha siis vaikuttaa keskittyneisyyden ja hintatason väliseen yhteyteen sitä heikentävästi ja $FTHHI_i$ -kerroin aliarvioi todellista vaikutusta.

Suomen yksityisillä lääkäripalvelumarkkinoilla hinnan määräytyminen perustuu potilaan valinnanvapauteen, markkinaehtoiseen palvelutuotantoon ja lääkärin yrityksestä riippumattomaan hinnoitteluun. Tulostemme mukaan lääkäreiden välinen hintakilpailu myös toimii kilpailuteorian oletusten mukaisesti: Suuri kilpaileva lääkärikapasiteetti kiristää lääkäreiden välistä hintakilpailua ja johtaa matalampiin lääkäripalkkioihin. Myös yrityksillä on keskeinen hintoja yhdenmukaistava vaikutus. Tutkimuksessa hyödynnetty shv-korvausrekisteri tarjoaa poikkeuksellisen tarkan ja kattavan aineiston terveyspalvelualan kilpailun tutkimukselle. Hyödynnämme aineistoa edelleen markkinoiden dynamiikan kuvailussa ja kilpailutilanteen muutosten ajallisten vaikutusten tutkimuksessa.

Lähteet

- Arrow K. (1963) Uncertainty and the welfare economics of medical care. *The American Economic Review*, 53: 941-973.
- Brommels M., Aronkylä T., Kananen A., Lillrank P. ja Reijula K. (2016) Valinnanvapaus ja monikanavarahoituksen yksinkertaistaminen sosiaali- ja terveydenhuollossa, selvitysryhmän väliraportti 15.3.2016 Sosiaali- ja terveysministeriön raportteja ja muistioita 2016:18.
- Dranove, D., ja Ody, C. (2016). Evolving Measures of Provider Market Power. *American Journal of Health Economics*.
- Dranove D. ja Satterthwaite A., (2000) The industrial organization of Health care markets. *Handbook of Health Economics Vol 1*, toim. A.J. Culyer and J.P. Newhouse Elsevier.
- Dunn A. ja Shapiro A. (2013) Do physicians possess market power? *Journal of Law and Economics*, 57(1), 159-193.
- Dunn E. C., Richmond T. K., Milliren C. E., Subramanian S.V (2015) Using cross-classified multilevel models to disentangle school and neighborhood effects: An example focusing on smoking behaviors among adolescents in the United States.
- Gaynor, M., Propper, C., & Seiler, S. Free to choose? 2012. Reform and demand responses in the British National Health Service. NBER Working paper, 18574.
- Gaynor M., Moreno-Serra R. ja Propper C. (2013) Death by market power: reform, competition and patient outcomes in the national health service. *American economic Journal: Economic Policy*.
- Gaynor M., Ho K., ja Town R. J. (2015) The Industrial Organization of Health-Care Markets. *Journal of Economic Literature* 2015, 53 (2), 235–284.
- Heikkilä, T., Vänskä, J., Hyppölä, H., Halila, H., Virjo, I., Mattila, K., ja Isokoski, M. (2009) Kyselytutkimus vuosina 1997-2006 valmistuneille lääkäreille. Sosiaali- ja terveysministeriön julkaisu 2009:19.
- Jäntti S. (2008) Kansallinen terveyspalveluja valitsemassa. Kolmi-vaiheinen valintamalli julkisissa ja yksityisissä lääkäripalveluissa, Väitöskirja, Terveystalouden ja -talouden laitos, Kuopion yliopisto, Kuopio.
- Kessler, D., ja McClellan. M. (2000) “Is Hospital Competition Socially Wasteful?” *The Quarterly Journal of Economics*, 115(2), pp. 577-615.
- Lakiluonnos 21.12.2016. Laki asiakkaan valinnanvapaudesta sosiaali- ja terveydenhuollossa. Keskenä oleva luonnos 21.12.2016.
- Lääkäriliitto (2015) Lääkärit ja kaupalliset yritykset –ohje.
- McGuire, T. G. (2000). Physician agency. *Handbook of Health Economics Vol 1*, toim. A.J. Culyer and J.P. Newhouse Elsevier., 1, 461-536.
- Saari A. (2008) Kriittisesti terveydenhuoltojärjestelmään ja sosiaaliturvan tasoon suhtautuvien lääkäreiden halukkuus uudistaa ja hienosäätää terveydenhuoltoa. Hallinnon tutkimus 2008; 27 (2), 68-76.
- VNK (2015) Kilpailun ja kilpailullisen vertailuasetelman merkitys sosiaali- ja terveydenhuollon palveluiden laadulle ja tuotannon taloudellisuudelle. Taustamuistio 26.10.2015 STM ja VM.
- Valtonen H., Kempers J. ja Karttunen A. (2014) Supplementary health insurance in Finland. Consumer preferences and behaviour. Working papers 65/2014 Kelan tutkimusosasto, Helsinki.
- Virtanen M., Järvelä K., Kaakkola J., Luukinen A., Pöyry L., Rajas A., Saastamoinen M., Tuorila H., Vuorio L. (2016) Kilpailun mahdollisuudet ja edellytykset SOTE-palveluissa. Kilpailu- ja kuluttajaviraston selvityksiä 5/2016..

Mistä lonkkamurtumapotilaiden hoidon tuloksellisuuserot johtuvat?

Unto Häkkinen

Terveys- ja sosiaalitalouden yksikkö (CHESS), THL

Taustaa

Useat tutkimukset ovat osoittaneet terveydenhuollon suoriutumiskyvyssä suuria alue- ja sairaalakohtaisia eroja. Toiminnan tehostamisen kannalta on tärkeä tunnistaa vaihtelua selittävät tekijät sekä eritellä terveyspoliittisilla toimenpiteillä vaikutettavissa olevien tekijöiden vaikutuksia.

Tässä tutkimuksessa arvioidaan, kuinka paljon eräät toiminnan järjestämiseen liittyvät tekijät vaikuttavat lonkkamurtumapotilaiden hoidon tuloksellisuuteen Suomessa. Tarkastelun kohteena ovat sairaalan volyymin, sairaalahoidon alueellisen keskittymisen, tuotannon integroinnin ja paikallistason interventioiden vaikutukset.

Hoidon tulosten on usein havaittu olevan paremmat suurimmissa yksiköissä (Gaynor ja Town, 2012), joskin lonkkamurtuman hoidossa tämä ei ole aina pitänyt paikkaansa (Hentschker ja Mennicken, 2015; Sund, 2010). Myös hoidon keskittymisen vaikutusten osalta tutkimustulokset ovat ristiriitaisia. USA:ssa ja Englannissa tehtyjen tutkimusten mukaan (Gaynor ja Town, 2010; Propper ym., 2008) lisääntyneellä kilpailulla on pystytty parantamaan hoidon laatua, jolloin hoidon laatu näyttäisi olevan hajautetuissa järjestelmissä parempaa kuin keskitetyissä järjestelmissä. Viittä Euroopan maata koskevassa tutkimuksessa ei lonkkamurtumapotilailla havaittu hoidon laadun yhteyttä keskittymiseen, mutta tulokset antoivat viitteitä siitä, että hoidon suurempi keskittyminen oli yhteydessä alhaisempiin kustannuksiin (Häkkinen ym., 2015).

Suomessa on terveys- ja sosiaalipalvelujen tuotantoa pyritty integroimaan alueellisilla ratkaisulla ja ko-keiluilla. Kainuun maakuntakokeilussa (2005–2012) annettiin maakunnan tehtäväksi vastata sosiaali- ja terveydenhuollosta, mikä merkitsi perusterveydenhuollon, sosiaalihuollon ja erikoissairaanhoidon tuotannon integraatiota. Etelä-Karjalan sosiaali- ja terveyspiirissä (Eksote) on vuoden 2005 jälkeen kaikki sosiaali- ja terveyspalvelut tuotettu yhdessä organisaatiossa.

Lonkkamurtumapotilaiden hoitoa on pyritty tehostamaan myös paikallisilla interventioilla. Vuonna 2006 perustettiin Lahden kaupungin sairaalaan moniammatillinen ortopedinen kuntoutusosasto, jonka toiminnan erityisenä tavoitteena oli tukea potilasta selviytymään kotona (Hakala ym., 2014). Toukokuussa 2011 Espoossa otettiin käyttöön ns. lonkkaliukumäki, jolla pyrittiin tehostamaan potilaiden hoitoa ja nopea- ta kotiutumista useilla eri toimenpiteillä.

Aineisto ja menetelmät

Tutkimus perustuu PERFECT -lonkkamurtumahankkeen aineistoon vuosilta 2000–2013 (Sund ym., 2008). Se on muodostettu keräämällä THL:n hoitoilmoitusrekisteristä (HILMO) ne hoitojaksot, joissa potilaan pää- tai sivudiagnoosina on ollut lonkkamurtuma. Lonkkamurtumadiagnoosin lisäksi edellytettiin tietoa lonkkamurtuman leikkauksesta. Aineistoon kuuluvista potilaista kerättiin tausta- ja seurantatietoja HILMO:n lisäksi Kelan lääke- ja etuusrekistereistä sekä Tilastokeskuksen kuolemansyy- ja työssäkäyntirekistereistä.

Tässä tutkimuksessa hoidon tuloksellisuutta tarkasteltiin 30 päivän, 90 päivän ja vuoden kuolleisuudella, kotiutumisella (osuus potilasta jotka olivat kotiutuneet ja elossa 90 päivän kuluessa sairaalaan hakeutumisesta), leikkaushoitojakson ja ensimmäisen hoitokokonaisuuden pituudella (sisältää kaikki leik-

kaushoitoa välittömästi seuraavat laitoshoidojaksot), vuoden hoitopäivillä, laitostumisella sekä leikkauksen odotusajalla (osuus potilaista jotka odottivat sairaalassa leikkausta yli 2 päivää). Tutkimusaineistot vaihtelivat hieman kiinnostuksen kohteesta riippuen. Sairaalan volyymia ja keskittymistä tarkasteltiin vuosia 2005-2013 koskevalla aineistolla sekä erikseen vuosittain 2005-2007, 2008-2010, 2011-2013. Kainuun maakuntamallin vaikutuksen arviointi perustui vuosien 2002-2013, Eksoten arviointi vuosien 2005-2013, Lahden kuntoutusosaston arviointi vuosien 2003-2005 ja 2007-2013 sekä Espoon lonkkaliikumäen arviointi vuosien 2009-2013 aineistoihin.

Sairaalan volyymia mitattiin kahdella tavalla: sairaalassa hoidettujen PERFECT-aineistoon kuuluvien lonkkamurtumapotilaiden vuosittaisilla määrillä sekä sairaalassa tehtyjen lonkkamurtumatoimenpiteiden¹ vuosittaisilla määrillä. Potilaat jaettiin viiteen yhtä suureen luokkaan volyymin perusteella². Sairaalahoitoon keskittymistä mitattiin Herfindahl-Hirschman-indeksillä (HHI), joka laskettiin sairaanhoitopiireittäin ja HUS piirissä sairaanhoitoalueittain. Indeksillä saa arvon 10000 jos kaikki alueen lonkkamurtumapotilaat on hoidettu yhdessä sairaalassa. Indeksien arvo on sitä pienempi mitä hajautetumpaa lonkkamurtumapotilaiden hoito alueella on (minimi arvo =0). Myös hoidon keskittymistä tarkasteltiin jakamalla potilaat viiteen yhtä suureen ryhmään³.

Volyymin ja keskittymisen analyysi perustui kuhunkin tuloksellisuusindikaattoriin soveltuvalla regressiomallilla (logit regressio kaksiluokkaisissa muuttujissa, negatiivisen binomijakauman regressio hoitoajoille). Interventoiden vaikutuksia tarkasteltiin ns. difference-in-differences (DID, erot muutoksissa) menetelmällä. Menetelmä hyödyntää havaintoja interventioon osallistuneilla ja osallistumattomilla alueilla ennen ja jälkeen intervention sekä arvioi intervention aiheuttamia muutoksia. Kainuun ja Eksoten vertailussa vertailuryhmänä oli muu Suomi. Lahden kuntoutusyksikön arvioinnissa käytettiin vertailuryhmänä muun Suomen lisäksi myös Päijät-Hämeen keskussairaalassa leikattuja muissa (kuin Lahdessa) Päijät-Hämeen sairaanhoitopiirin kunnissa asuneita lonkkamurtumapotilaita (Hakala ym., 2014). Espoon vertailu suoritettiin muun maan lisäksi Helsingin ja Vantaa lonkkamurtumapotilaisiin. DID menetelmä perustuu normaaliin regressioanalyysiin. Lisäksi käytettiin DID menetelmän sovellusta, jossa valikoitumisesta johtuvaa harhaa pyritään vähentämään soveltaen vastaavuuspistemäärään (propensity score) perustuvaa vertaistamismenetelmää, jossa luottamusvälit laskettiin ns. bootstrap-menetelyllä (Villa, 2016).

Kaikissa analyyseissä oli mukana ikä, sukupuoli, liitännäissairaudet, edellisen 90 päivän sairaalakäyttö ja murtumatyyppi. Lisäksi volyymia ja keskittymistä koskeviin analyyseihin sisältyi kohorttivuosia kuvaavat muuttujat. Vuoden 2005 jälkeisissä potilaskohorteissa olivat mukana henkilön tulot, koulutus, jotka sisältyivät muihin paitsi Kainuun hallintomallin analyyseihin. Kiinnostuksen kohteena olevien tekijöiden analyyssit tehtiin erillisinä, eli esim. volyymia arvioivissa malleissa ei ollut mukana keskittymistä tai interventioita koskevia tekijöitä. Taulukoissa 1 ja 2 raportoidaan ainoastaan tilastollisesti merkitsevät tulokset kiinnostuksen kohteena olevista tekijöistä. Volyymi ja keskittämistä koskevat tulokset esitetään marginaalivaikutuksina, jotka kuvaavat muutoksia suhteessa alimpaan volyymi- tai keskittymisryhmään. DID-analyyseistä raportoidaan ainoastaan intervention vaikutusta osoittava kerroin.

¹ Toimenpide koodit: NFB10, NFB20, NFB30, NFB40, NFB50, NFJ50, NFJ52, NFJ54.

² Potilasmäärän perusteella ryhmitteli luokittelu sairaalat seuraaviin vuosittaisen potilasmääriin: 1.:1-96; 2.: 97-162; 3.: 163-220; 4.:221-350; 5.:>350. Toimenpiteiden perusteella ryhmitteli luokittelu sairaalat seuraaviin toimenpidemääriin: 1.:1-260; 2.: 261-436; 3.: 437-568; 4.:568-715; 5.:>716.

³HHI laskettiin korottamalla kunkin alueen lonkkamurtumapotilaita hoitavan sairaalan prosentuaalinen osuus alueella hoidetuista potilaista toiseen potenssiin ja laskemalla näin saadut neliöt yhteen. Potilasmäärän perusteella ryhmitteli luokittelu sairaanhoitopiirit seuraaviin vuosittaisen HHI ryhmiin: 1.:<5880; 2.:5881-8460; 3.: 8461-9493 ; 4.:9492-9824 ; 5.:>9825

Tulokset

Volyymi

Sairaalan volyymi ei ollut johdonmukaisesti yhteydessä mihinkään vaikuttavuus- tai laatumittariin (Taulukko 1). 30 ja 90 päivän kuolleisuus oli joinakin vuosina jopa 0.5-1.5 prosenttiyksikköä korkeampi suuren volyymin sairaaloissa verrattuna volyymiltaan pienempiin sairaaloihin. Tämä volyymin ja kuolleisuuden yhteys ei ollut enää merkitsevä kun kuolleisuuden seuranta kasvoi yhteen vuoteen. Vuosia 2011–2013 koskevilla tarkasteluilla mikään kuolleisuusindikaattoreista ei ollut tilastollisesti merkitsevä.

Myöskään kotiutumiseen ja laitostumiseen ei sairaalan volyymillä näytä olevan selvää yhteyttä. Tosin tarkastelun alkuvuosina laitostuneiden potilaiden oli 3-4 prosenttiyksikköä pienempi volyymiltaan keskitasoa olevissa sairaaloissa kuin pienen volyymin sairaaloissa.

Leikkaushoitojakson pituus oli lyhempi (1-3 vrk) volyymiltaan keskitasolla olevissa sairaaloissa kuin pienen volyymin sairaaloissa, joskin tulokset vaihtelivat riippuen ajanjaksosta ja volyymin mittarista. Sen sijaan ensimmäisen hoitokokonaisuuden pituuteen ja vuoden hoitopäiviin ei volyymi ollut yhtä selvästi yhteydessä. Volyymin lisääntyminen näyttäisi vähentävän odotusaikaa leikkaukseen. Yli 2 päivää odottavien osuus oli 3-8 prosenttiyksikköä pienempi keskitason volyymin tai suuren volyymin sairaaloissa verrattuna pienen volyymin sairaaloihin. Viimeisenä ajanjaksona tämä yhteys hävisi.

Keskittyminen

Sairaalatoiminnan kohtuullisella keskittämisellä näyttäisi olevan yhteys parempaan vaikuttavuuteen. Eri kuolleisuusindikaattorit olivat 1-2 prosenttiyksikköä pienempiä keskitason keskittymisen alueilla (2.-4.) kuin hajautetuimmilla alueilla. Viimeisempänä ajanjaksona 90 päivään mennessä kotiutuneiden osuus oli 4-5 prosenttiyksikköä suurempi kaikilla keskittämisen tasoilla suhteessa hajautettuun järjestelmään. Samana ajanjaksona laitostuminen oli 3 prosenttiyksikköä pienempi kaikista keskittyneimmillä (5.) alueilla kuin hajautuneimmilla alueilla. Keskittyminen näyttäisi myös lyhentävän ensimmäiseen hoitokokonaisuuteen sisältyvien ja vuoden aikana kertyneiden hoitopäivien määrää.

Kainuu ja Eksote

Kainuun hallintokokeilulla ja Eksoten perustamisella ei näyttäisi olevan vaikutuksia lonkkamurtumapotilaiden hoidon tuloksellisuuteen (Taulukko 2).

Lahden kuntoutusyksikön perustaminen

Lahden kuntoutusyksikön perustaminen näyttöisi lisäävän osuutta potilasta, jotka ovat kotiutuneet 90 päivän kuluessa 10 prosenttiyksiköllä. Vastaavasti laitoshoitoon joutuminen pienentyi yli 10 prosenttiyksiköllä. Leikkaushoitojakson lyhentymisen lisäksi myös ensimmäisten hoitokokonaisuuden hoitopäivät vähenivät.

Espoon lonkkaliukumäki

Myös lonkkaliukumäki näyttöisi parantavan hoitotuloksia, joskaan myönteiset vaikutukset eivät olleet yhtä selviä kuin Lahdessa. Interventio vähensi pääkaupunkiseudun vertailussa 1 vuoden kuolleisuutta 7 prosenttiyksikköä ja lisäsi koko maan vertailussa 90 päivän kuluessa kotiutuneiden osuutta 7 prosenttiyksiköllä. Lonkkaliukumäki vähensi leikkaushoitojakson hoitopäiviä muttei hoitopäiviä koko ensimmäisellä hoitokokonaisuudella.

Taulukko 1. Sairaalan volyymin ja keskittymisen vaikutukset tuloksellisuuteen. Vertailu alimpaan (1.) ryhmään. Tilastollisesti merkitsevät marginaalivaikutukset

Tuloksellisuus-indikaattori	Vuosi-kohortit	Sairaalan volyymi								Keskittyminen			
		Volyyminmitta: potilasmäärä				Volyyminmitta: toimenpiteiden määrä				2.	3.	4.	5.
30 päivän kuolleisuus	2005-2013	0.005*	ns	0.009***	0.009***	ns	ns	ns	0.007***	ns	-0.008**	-0.005*	ns
	2005-2007	ns	ns	ns	ns	ns	ns	ns	ns	ns	ns	ns	ns
	2008-2010	ns	0.007*	0.011**	0.015***	0.007*	ns	ns	0.013***	ns	ns	ns	ns
	2011-2013	ns	ns	ns	ns	ns	ns	ns	ns	ns	-0.011*	-0.012*	ns
90 päivän kuolleisuus	2005-2013	ns	ns	0.011**	0.009*	ns	ns	ns	ns	-0.013***	-0.012***	-0.006*	ns
	2005-2007	ns	ns	ns	ns	ns	ns	-0.015*	ns	-0.014**	ns	ns	ns
	2008-2010	ns	ns	0.015*	0.011*	ns	ns	ns	ns	ns	-0.012**	ns	ns
	2011-2013	ns	ns	ns	ns	ns	ns	ns	ns	-0.019**	-0.019**	-0.022***	ns
Vuoden kuolleisuus	2005-2013	ns	ns	ns	ns	ns	ns	ns	ns	-0.021**	-0.019**	ns	-0.009*
	2005-2007	ns	ns	ns	ns	ns	ns	-0.021*	0.017*	-0.033**	-0.025*	ns	ns
	2008-2010	ns	ns	ns	ns	ns	ns	ns	ns	-0.013*	-0.018**	ns	-0.009*
	2011-2013	ns	ns	ns	ns	ns	ns	ns	ns	ns	ns	ns	ns
Osuus potilaista, jotka kotiutuivat 90 päivän kuluessa ja olivat elossa	2005-2013	ns.	ns	ns	ns	ns	ns	ns	ns	ns	0.023**	ns	0.020*
	2005-2007	ns	ns	ns	ns	ns	ns	ns	ns	ns	ns	ns	ns
	2008-2010	ns	ns	ns	-0.035**	ns	ns	ns	ns	ns	0.024*	ns	0.028*
	2011-2013	ns	ns	ns	ns	ns	ns	ns	ns	0.049**	0.038**	0.055***	0.040***
Osuus potilaista, jotka laitostuivat	2005-2013	ns	ns	ns	ns	ns	-0.024**	ns	ns	ns	ns	ns	-0.015*
	2005-2007	ns	-0.036 *	-0.036 **	ns	ns	-0.034**	ns	ns	ns	ns	ns	ns
	2008-2010	ns	ns	ns	ns	ns	ns	ns	ns	ns	ns	ns	ns
	2011-2013	ns	ns	ns	ns	ns	ns	ns	ns	ns	ns	ns	-0.031***
Leikkaushoitajakson pituus, vrk	2005-2013	-1.2*	-1.9***	-2.0**	ns	-1.5**	-2.7***	-2.7***	ns	-1.1*	ns	ns	ns
	2005-2007	ns	-2.7**	-3.1**	ns	-2.0*	-3.9***	-3.9***	-2.3*	ns	ns	ns	ns
	2008-2010	-1.2**	-1.4**	-1.9**	ns	-1.1*	-2.4***	-2.0***	ns	ns	ns	ns	ns
	2011-2013	-1.2*	-1.4**	ns	ns	-1.4**	-1.8***	-2.2**	ns	-1.7**	-1.0*	ns	ns
Ensimmäisen hoitokokonaisuuden pituus, vrk	2005-2013	ns	ns	ns	ns	ns	-2.3*	ns	ns	ns	-2.4***	ns	-2.2**
	2005-2007	ns	ns	ns	ns	ns	-2.6*	ns	-2.8**	ns	ns	ns	ns
	2008-2010	ns	ns	ns	ns	ns	ns	ns	ns	ns	-2.9***	ns	-3.3*
	2011-2013	ns	ns	ns	ns	ns	ns	ns	ns	-3.0**	-3.8*	ns	-2.6***
Vuoden hoitopäivät, vrk	2005-2013	ns	ns	ns	ns	ns	-4.5*	ns	ns	ns	-3.9**	ns	-4.6**
	2005-2007	ns	-6.9*	-6.7*	ns	ns	-8.2**	ns	ns	ns	ns	ns	ns
	2008-2010	ns	ns	ns	ns	ns	ns	ns	ns	ns	-5.1***	ns	-6.4*
	2011-2013	ns	ns	ns	ns	-6.3*	ns	ns	ns	ns	-7.6**	ns	-5.7***
Osuus potilaista, jotka odottivat leikkausta yli 2 päivää	2005-2013	ns	ns	-0.051***	-0.036**	ns	-0.042**	ns	-0.049**	ns	ns	ns	ns
	2005-2007	ns	ns	-0.082***	-0.064***	ns	-0.071***	ns	-0.076**	ns	ns	ns	ns
	2008-2010	ns	ns	-0.041*	-0.031*	ns	ns	ns	-0.037**	0.076***	ns	ns	ns
	2011-2013	ns	ns	ns	ns	ns	ns	ns	ns	ns	ns	ns	ns

*** p<0.001; ** p<0.01; * p<0.05; ns=ei merkitsevä, p>0.05

Taulukko 2. Maakunnallisten ja paikallisten interventioiden vaikutukset lonkkamurtumahoidon tuloksellisuuteen. Tilastollisesti merkitsevät difference-in-differences (DID) estimaatit

Interventio Vertailuryhmä	Kainuu		Eksote		Lahti				Espoo			
	Muu Suomi		Muu Suomi		Muu Suomi		Muu Päijät- Häme		Muu Suomi		Helsinki ja Vantaa	
	DID	DID (ps ja bs) ¹	DID	DID (ps ja bs) ¹	DID	DID (ps ja bs) ¹	DID	DID (ps ja bs) ¹	DID	DID (ps ja bs) ¹	DID	DID (ps ja bs) ¹
30 päivän kuolleisuus	ns	ns	ns	ns	ns	ns	ns	ns	ns	ns	ns	ns
90 päivän kuolleisuus	ns	ns	ns	ns	ns	ns	ns	ns	ns	ns	ns	ns
Vuoden kuolleisuus	ns	ns	ns	ns	ns	ns	ns	ns	ns	ns	-0.07*	-0.07*
Osuus potilaista, jotka kotiutuivat 90 päivän kuluessa ja olivat elossa	ns	ns	ns	ns	0.107***	0.100 **	0.102 *	0.125 **	ns	0.07*	ns	ns
Osuus potilaista, jotka laitostuivat	ns	ns	ns	ns	-0.114***	-0.109**	-0.111**	-0.134**	ns	ns	ns	ns
Leikkaushoitajakson pituus, vrk	2.4*	2.3***	ns	ns	-8.5***	-8.5***	-10.3***	-10.5***	-6.8***	-6.8***	-7.2***	-7.3***
Ensimmäisen hoitokokonaisuuden pituus, vrk	ns	ns	ns	ns	-6.5 **	-6.5*	-7.8**	-8.8**	ns	ns	ns	ns
Vuoden hoitopäivät, vrk	ns	ns	ns	ns	ns	ns	ns	ns	ns	ns	ns	ns
Osuus potilaista, jotka odottivat leikkausta yli 2 päivää	ns	ns	ns	sn	ns	ns	-0.058*	ns	0.051*	0.054***	0.053*	0.058 **

¹ Vastaavuuspistemäärään (propensity score) perustuva vertaistamismenetelmä, jossa luottamusvälit laskettu ns. Bootstrap-menetelmällä

*** p<0.001

** p<0.01

* p<0.05

ns=ei merkitsevä, p>0.05

Yhteenveto ja johtopäätökset

Tutkimuksen perusteella näyttäisi siltä, että lonkkamurtumapotilaiden hoidon tuloksellisuutta voidaan parantaa paikallisilla mikrotason interventioilla sekä lisäämällä leikkaustoiminnan alueellista keskittämistä. Sairaalan volyymi ei ollut yhteydessä hoidon vaikuttavuuteen, joskin suuremman volyymin sairaaloissa kalliin erikoissairaanhoidon hoitoaika oli lyhyempi kuin pienen volyymin sairaaloissa. sote-uudistuksen kannalta tärkeä havainto on se, ettei aikaisemmin Suomessa tehdyillä tuotannon integroinnilla (Kainuu ja Eksote) sellaisenaan ole pystytty parantamaan hoidon vaikuttavuutta eikä vähentämään sairaalakäyttöä.

Lähteet

- Gaynor M, Town J. Competition in Health Care Markets. In *Handbook of Health Economics*: Pauly M, McGuire T, Barros P (eds.); 2012:499-637, Elsevier:Amsterdam.
- Hakala M, Malmivaara A, Eskelinen J, Toivonen U, Haapala J, Valjakka-Heimola M, Mikkelsson M, Häkkinen U. Kuntoutusosaston perustamisen vaikutus lonkkamurtumapotilaiden hoitotuloksiin. *Suomen Lääkärilehti* 2014;69:319-323
- Hentschker C, Mennicken R. The volume-outcome relationship and minimum volume standards – empirical evidence for Germany. *Health Economics*. 2015; 24: 644–658
- Häkkinen U, Rosenqvist G, Iversen T, Rehnberg C, Seppälä T. Outcome, use of resources and their relationship in the treatment of AMI, stroke and hip fracture at European hospitals. *Health Economics* 2015; 24(Suppl. 2): 116–139.
- Propper C, Burgess S, Gossage D. Competition and quality: evidence from the NHS internal market 1991–9. *The Economic Journal* 2008; 118 (January):138–170.
- Sund R. Modelling the volume-effectiveness relationship in the case of hip fracture treatment in Finland. *BMC Health Services Research* 2010; 10:238.
- Sund R, Juntunen M, Luhtje P, Huusko T, Mäkelä M, Linna M, Liski A, Häkkinen U. Perfect-Lonkkamurtuma. Hoitoketjujen toimivuus, vaikuttavuus ja kustannukset lonkkamurtumapotilaille. *Stakes, Työpapereita* 18/2008.
- Villa J. Diff: Simplifying the estimation of difference-in-difference treatment effects. *The Stata Journal* 2016;16(1):52-71.

Tehostetun palveluasumisen sote-kustannukset – onko tehostetun palveluasumisen kustannuksissa eroja kunnittain ja yksityisen ja julkisen välillä?

Miika Linna¹, Tero Tyni², Teija Mikkola², Iiris Hörhammer¹

¹ Aalto yliopisto

² Kuntaliitto

Johdanto

Tehostettu palveluasuminen aiheutti vuonna 2011 115-131 euron vuorokausikustannuksen, kun taas säännöllisen kotihoidon arvioitu keskimääräinen käynnin yksikkökustannuksesta on noin 37 euroa (Kapiainen ym. 2014). Edellisessä tutkimuksessamme havaitsimme, että kotihoidosta tehostettuun palveluasumiseen siirtyneiden vuorokausikustannus oli 156 euroa omana tuotantona ja 141 euroa yksityisten tuottamana, kun huomioitiin lisäksi asiakkaiden muu terveydenhuollon käyttö. Näin vertaillen yli kolme käyntiä vuorokaudessa olisi halvempaa hoitaa tehostetussa palveluasunnossa kuin kotona, mikä on kovin karkea, mutta kunnissa yleisessä käytössä oleva nyrkkisääntö.

Aiemmissa tutkimuksissa on lisäksi havaittu, että yksikkökustannuksissa on merkittävää aluekohtaista vaihtelua (Kangasharju ym. 2010 ja Tyni ym. 2015). Myös kunnan sisällä kustannusten vaihtelu on merkittävää erilaisissa asiakasryhmissä johtuen esimerkiksi henkilöstömitoituksista ja tukipalveluista aiheutuneista kustannuksista. Tässä tutkimuksessa tarkasteltiin tehostetussa palveluasumisessa syntyviä yksilö- ja niistä laskettuja asiakasryhmäkohtaisia sote-kustannuksia sekä niiden jakaumia. Tavoitteena oli selvittää, mistä koostuvat tehostetun palveluasumisen asiakasryhmien muut sosiaali- ja terveydenhuollon kustannukset ja onko näissä kuntakohtaisia eroja. Tavoitteena oli myös selvittää, onko omana toimintana järjestetyn ja yksityisesti tuotetun palveluasumisen välillä eroja a) kustannuksissa b) asiakasryhmien ominaisuuksissa tai c) asiakkaiden siirtymisissä sote:n palvelujärjestelmässä.

Aineisto ja menetelmät

Aineistot kerättiin Kuntaliiton ja Aalto yliopiston yhteisessä tutkimushankkeessa, jossa tavoitteena on arvioida iäkkäiden, 75 vuotta täyttäneiden sote-palveluiden käytön eroja ja niistä aiheutuneita vaikutuksia kunnittain. Aineistot käsittivät keskeiset terveydenhuollon ja sosiaalipalveluiden rekisteritiedot, THL:n hoitoilmoitusaineistot (HILMO, sairaaloiden benchmarking-tietokanta, Sosiaalihilmo, kotihoidon asiakaslaskenta, Avohilmo), tilastokeskuksen kuolinsyytiedot. Aineistot kerättiin vuosilta 2011-2014. Tähän tutkimukseen valittiin mukaan kaikki seuraavat suuret kaupungit: Helsinki, Espoo, Vantaa, Tampere, Turku, Oulu, Kuopio, Lahti, Kouvola, Jyväskylä ja Pori vuoden 2014 tiedoilla.

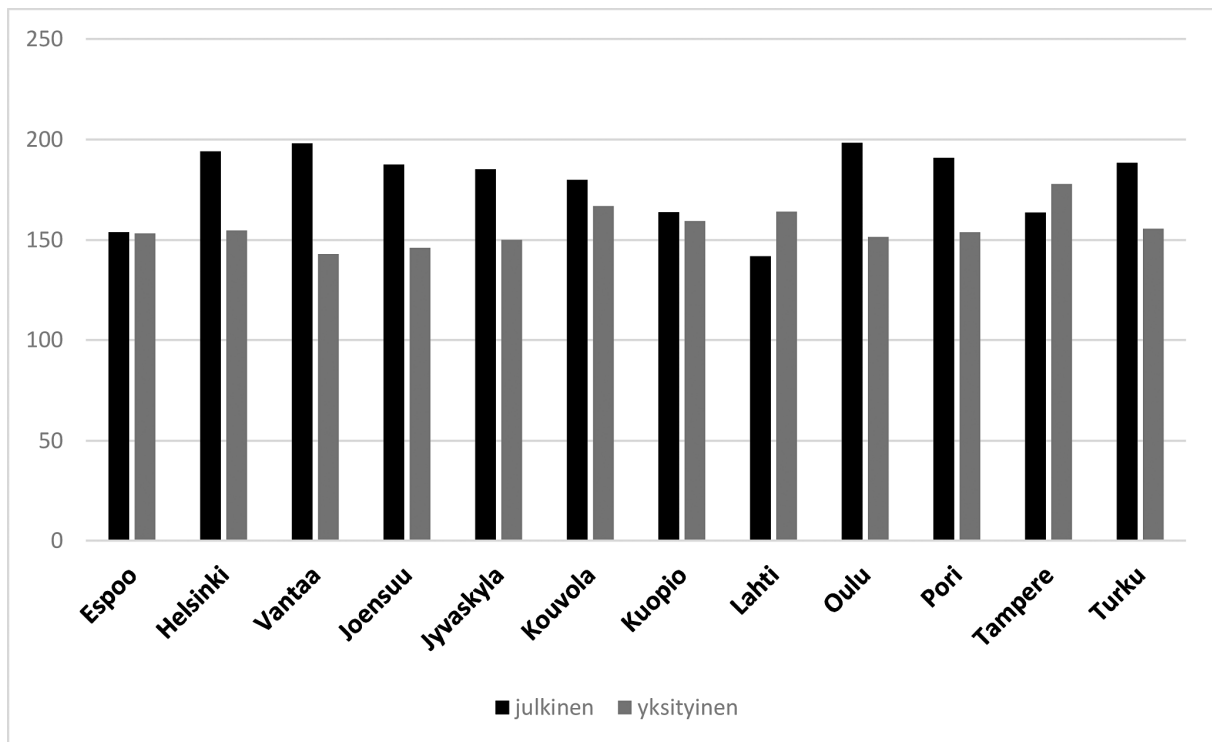
Kustannuksina otettiin huomioon toiminnan suorat kustannukset, joilla tarkoitetaan erikoissairaanhoidon poliklinikkakäynneistä (ajanvaraus ja päivystyskäynnit), vuodeosastojaksoista, perusterveydenhuollon avopalveluiden käytöstä (käynnit, kotisairaanhoidon, puhelut ja sähköiset yhteydenotot) sekä perusterveydenhuollon vuodeosaston käytöstä aiheutuneet kustannukset. Sosiaalipalveluista mukana oli laitoshoidon ja ympärivuorokautisen palveluasumisen hoitopäivät. Muut kuin asumispalvelusta aiheutuneet sote-kustannukset kohdennettiin ja liitettiin ajallisesti kunkin yksilön kokonaiskustannuksiin hyödyntämällä aineistoissa olevia tulo- ja lähtöpäiviä, erikoissairaanhoidon DRG-painojen summia ja avoterveydenhuollon kontaktimääriä kontaktityypeittäin ja painokertoimineen sekä niihin perustuvia yhtenäisiä kohdis-

tamissääntöjä. Näin laskettiin sote-kustannusten kokonaissumma yhtä palvelussa vietettyä vuorokautta kohden.

Vertailukelpoisuuden lisäämiseksi tehostetun palveluasumisen asiakkaat rajattiin tässä tutkimuksessa siten että mukaan otettiin vain ne henkilöt, jotka olivat aiemmin olleet säännöllisen kotihoidon asiakkaina.

Tulokset

Tehostetun palveluasumisen vuorokausikohtaisten sote-kustannusten laskelma osoitti, että tehostetussa palveluasumisessa keskimääräiset kustannukset olivat vuonna 2014 kunnan omana toimintana 185 euroa per vuorokausi, kun taas yksityisellä 158 euroa per vuorokausi. Kuvassa 1 on esitetty ympärivuorokautisen palveluasumisen sote-kustannukset vuorokautta kohden suurissa kaupungeissa 2014.

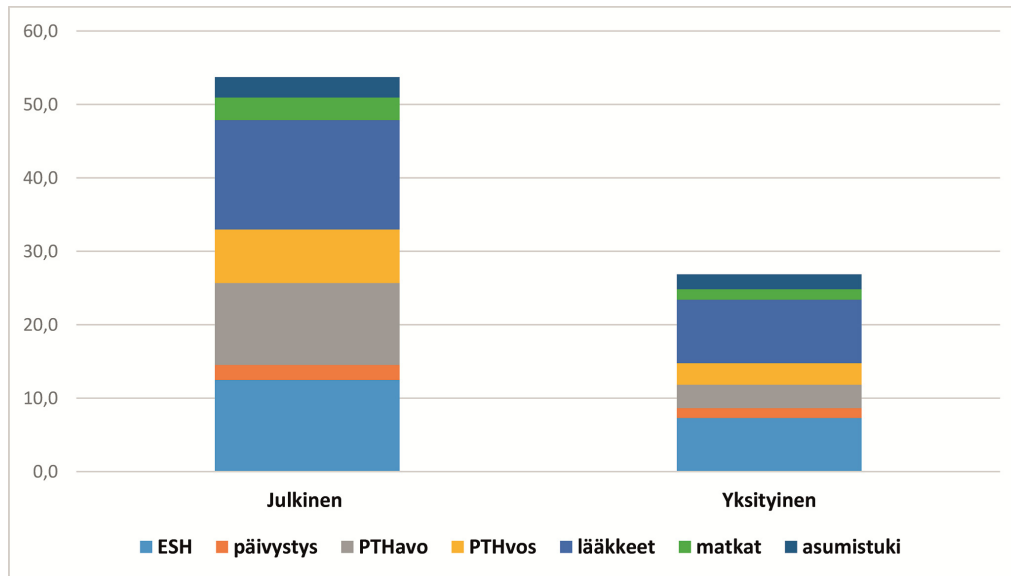


Kuva 1. Tehostetun palveluasumisen vuorokausikohtaiset sote- kustannukset ikääntyneiden palveluissa 2014 suurissa kaupungeissa.

Kuvan 1 vertailuista havaitaan, että yksityisesti tuotettujen palveluasumisen hoitovuorokausikustannuksissa oli vähemmän vaihtelua kuin kunnan omana tuotetuissa. Pääsääntöisesti suurissa kaupungeissa omana tuotetuissa hoitopäivissä oli enemmän soten kustannuksia kuin yksityisesti tuotetuissa, poikkeuksena Lahti, Tampere ja Espoo. Suurimmat erot kustannuksissa olivat Vantaalla, Oulussa ja Helsingissä.

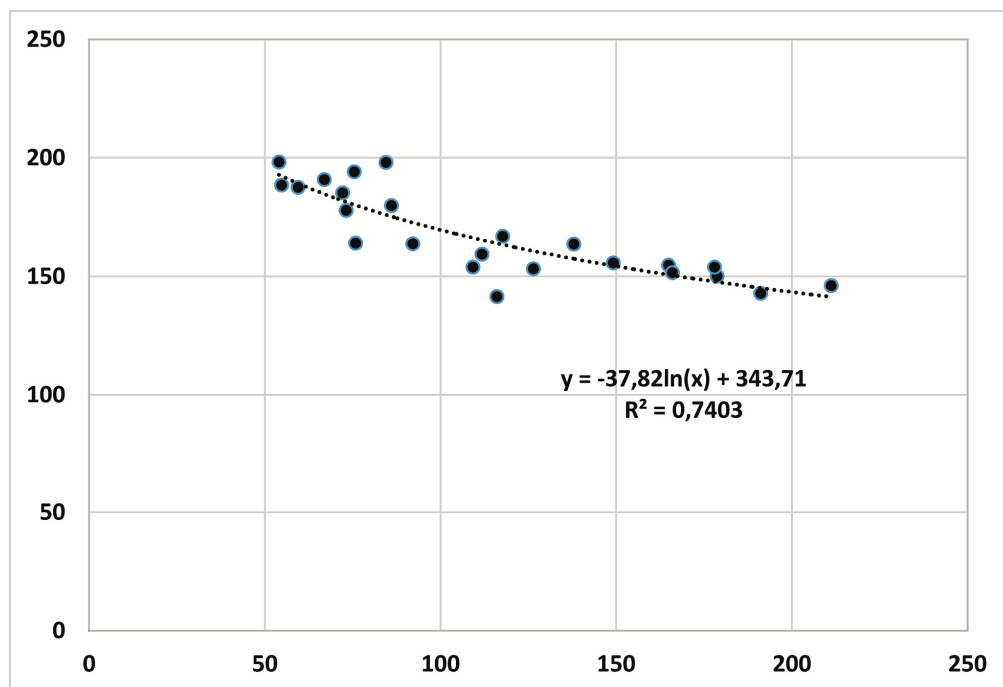
Omana toimintana tuotettuihin palveluihin liittyi selvästi enemmän ESH:n, PTH avon, PTH vos ja lääk-keiden käyttöä (Kuva 2).

Taustatekijöiden suhteen esiintyi jonkin verran eroja yksityisten ja julkisten tehostetun palveluasumisen asiakkaiden välillä. Keskimääräinen ikä oli lähes sama kaikissa kaupungeissa. Julkisella puolella oli jonkin verran enemmän merkittäviä liitännäissairauksia, mutta ero ei ollut suuri.



Kuva 2. Tehostetun palveluasumisen vrk-kustannuksiin vaikuttavia tekijöitä. Muu sote-käyttö (ei sisällä asumisen vrk kustannusta).

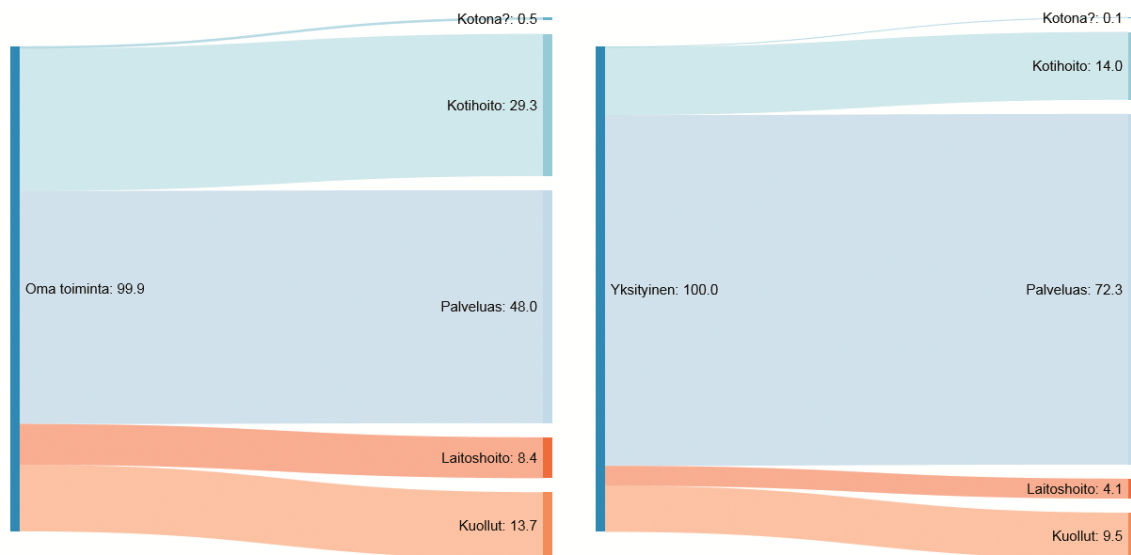
Selkein yhteys vrk-kustannuksiin oli tehostetun palveluasumisen hoitojakson keskimääräisellä pituudella. Kuvassa 3 on esitetty kunnittain lasketut keskiarvot vrk-kustannusten ja jakson pituuden välillä. Lyhyemmät jaksot olivat selvästi kalliimpia ja niihin liittyi enemmän muita sote-palveluiden kustannuksia. Tehostettua palveluasumista edeltäneen hoitoisuusarvion sekä kustannusten välillä ei näyttänyt olevan yhteyttä. Hoitoisuuden ja keskimääräisen hoitojakson keston välillä voitiin kuitenkin havaita, että hoitoisuusarviointin yli 3,6 arvolla esiintyi vain harvoja pitkäkestoisia jaksoja.



Kuva 3. Tehostetun palveluasumisen hoitojakson pituuden ja vrk-hinnan välillä on käänteinen yhteys. Kuvan x-akselilla hoitojakson keskimääräinen pituus. Havainnot kunnittain.

Aineistosta laskettiin siirtymät tehostetusta palveluasumisesta muihin tiloihin. Osoittautui, että yksityisessä palveluasumisessa pysyttiin seurannan aikana suuremmalla prosenttiosuudella (72,3 %) kuin omana toimintana järjestetyssä (48,0 %). Siirtyminen kotihoitoon oli harvinaisempaa yksityisestä palveluasumisesta kuin julkisesti tuotetusta kotihoidosta (kuva 4).

Tehostetun palveluasumisen jaksoista oli kuvan 2 laskelmissa poistettu asiakkaat jotka olivat olleet kotioidossa omaishoidon tuen piirissä sekä sellaiset tapaukset joissa tehostetun palveluasumisen jakso oli kestänyt alle 21 vrk (pl tapaukset jotka päättyivät kuolemaan tai pitkäaikaishoitoon laitoksessa).



Kuva 4. Siirtymät tehostetusta palveluasumisesta yksityisestä ja julkisesta palvelusta. Prosentuaalinen osuus vuoden 2014 seurannassa.

Pohdinta

Palveluasumisessa keskimääräiset kustannukset olivat korkeammat omana toimintana järjestettyinä kuin yksityisellä mutta kuntien välillä oli suurta vaihtelua vrk –kustannuksissa kummassakin ryhmässä.

Tutkimuksessa havaittiin, että yksityisen ja julkisesti tuotetun palveluasumisen vrk hintojen erot selittyvät pitkälti hoitojakson pituudella. On useita mahdollisia selityksiä mistä tämä voisi johtua. Valikoitumis-harhaa pyrittiin jonkin verran vähentämään sillä, että vertailuun otettiin mukaan vain kotihoidosta tulleet jotka eivät olleet omaishoidon tuen piirissä. Näillä asiakkailla ei ollut keskimäärin suuria eroja keskimääräisissä hoitoisuusarvioissa yksityisen ja julkisen välillä. Siirtymiskaaviota tarkastelemalla nähtiin kuitenkin että palveluasumisesta siirryttiin huomattavasti enemmän kotihoitoon takaisin omana toimintana järjestetystä palveluasumisesta. Tämä viittaa kuitenkin siihen että näillä kahdella vertailun ryhmällä saattaa olla erilainen toiminnan logiikka. Omana toimintana tuotetusta palveluasumisesta ehkä pyritään siirtämään kotihoitoon ponnekkaammin kuin yksityisesti tuotetusta. Keskimääräiset kustannukset olivat kuitenkin korkeammat omana toimintana tuotetusta palvelusta. On mahdollista että osa normaaliin palveluasumisen vuorokausihintaan kuulumattomasta muusta sote-palvelusta sisältyykin yksityisellä palveluasumisen (esim kuntoutus) päivähintaan eivätkä ne näy täysin rekistereistä poimituissa palvelutapahtumissa.

Näistä syistä johtuen suora vertailu yksityisten asiakkaiden vuorokausikustannuksista omana toimintana tuotetun tehostetun palveluasumisen keskiarvokustannuksiin ei ole välttämättä toimiva. Lisäksi kustannus-säästöjen laskenta ilman selittävien tekijöiden huomioimista saattaa yliarvioida huomattavasti mahdollisia säästöjä verrattuna toteumaan.

Tässä tutkimuksessa tarkastelun kohteena olevassa palvelussa, palveluasumisessa, ovat sote-integraation kysymykset vahvasti läsnä. Tutkimuksen perusteella voidaan havaita, että keskimääräinen asiakas käyttää runsaasti terveydenhuollon eri palvelutahojen voimavaroja vaikka terveyspalvelut ovatkin pienempi osa osa koko palveluprosessista aiheutuvia kustannuksista. Jää pohdittavaksi miten eri kannustimet voivat selittää tai vaikuttaa i) eri sote-palvelujen käytön osuuksiin (ESH, PTH, lääkkeet) ja mikä merkitys niillä on havaittuihin julkisen ja yksityisen palveluntuottajien asiakkuuksista seuranneisiin erilaisiin siirtymäkäytäntöihin.

Lähteet

- Tyni T, Linna M, Mikkola T, Peltokorpi A. Kotihoito osana ikäihmisten palvelujärjestelmää - kuntien kotihoidon kustannukset ja kustannuserot kuntien välillä eräissä Suomen kaupungeissa. Käsikirjoitus 2016, Kuntaliiton julkaisu.
- Linna M, Tyni T, Mikkola T, Peltokorpi A. Rekistereistä tietoa vanhuspalveluiden johtamiseen? Ikääntyneiden väestön sosiaali- ja terveyspalveluiden käytön arviointi rekisteriaineistoja hyödyntämällä. Kuntaliiton projektin julkaisu nro 6, Helsinki 2016.
- Groop, J (2012) Theory of Constraints in Field Service: Factors Limiting Productivity In Home Care Operations. Doctoral dissertation, Department of Industrial Engineering and Management, Aalto university.
- Mäkelä M, Häkkinen U, Juslin B, Koivuranta-Vaara P, Liski A, Lyytikäinen M, & Laine J. Sairaalaista kotiin asti – Erikoissairaanhoidosta alkaneet hoitajaksoketjut pääkaupunkiseudun kunnissa. Työpapereita 3. Stakes, Helsinki 2007.
- Kapiainen S, Väisänen A ja Haula. Terveys- ja sosiaalihuollon yksikkökustannukset Suomessa 2011. THL raportti 3/2014.
- Kangasharju A, Mikkola T, Mänttari T, Tyni T, Valta M. Vaikuttavuuden huomioon ottava tuottavuus vanhuspalveluissa. VATT tutkimuksia 160: 2010

Terveystalouden rahoituksen progressiivisuus 1990–2012 ja sote-rahoitusuudistuksen arvioidut kohdentumisvaikutukset

Jan Klavus¹, Pekka Rissanen²

¹ Private analyst

² Tampereen yliopisto

Tausta

Suomen terveydenhuoltojärjestelmä perustuu pääosin yleiseen verorahoitukseen. Julkinen sairausvakuutus ja palvelujen käyttäjiltä perittävät maksut täydentävät rahoitusta. Rahoitusjärjestelmän rakenne määrittelee kokonaistulokertymän suuruuden ja rahoitusvastuun jakautumisen väestössä. Julkisen ja yksityisen rahoituksen keskinäisessä suhteessa tapahtuvat muutokset muuttavat rahoitusvastuun jakautumista veronmaksajien ja palvelujen käyttäjien kesken. Myös julkisen rahoituksen rakenteelliset muutokset vaikuttavat kokonaisrahoituksen tuloluokittaiseen kohdentumiseen.

Meneillään olevan sote-uudistuksen yhteydessä terveydenhuollon rahoitusjärjestelmä tullaan uudistamaan. Sosiaali- ja terveydenhuollon rahoitus on vuoden 2019 alusta päätetty toteuttaa pääosin valtion rahoituksella, osana valtion tuloverotusta. Kuntien veroprosentteja alennetaan vastaavasti. Tämä tarkoittaa sitä, että aikaisemmin kunnallisverojen kautta rahoitettu osuus terveydenhuollosta korvataan vastaavan suuruisella lisäyksellä valtion (tuloveron) rahoitusosuudessa. Kuntien tuloverokertymän on laskettu pienevän noin 11.3 miljardilla eurolla. Hallituksen linjausten mukaisesti tuloveron progressiivisuuden tulee säilyä ennallaan, kokonaisveroaste ei saa nousta, eikä työn verotus kiristyä millään tulotasolla.

Tässä artikkelissa tarkastellaan terveydenhuollon rahoituksen progressiivisuutta aikavälillä 1990–2012. Progressiivisuutta ja siinä tapahtuneita muutoksia arvioidaan sekä kokonaisrahoituksen että yksittäisten rahoitusmuotojen osalta. Lisäksi arvioidaan sote-uudistuksen yhteydessä toteutettavien rahoitusjärjestelmän rakenteellisten uudistusten kohdentumisvaikutuksia tuloluokittain vuonna 2019.

Aineisto ja menetelmät

Tutkimusaineistoina käytettiin kotitalouksien kulutustutkimuksia vuosilta 1990 (N=8 258), 1998 (N=6 743), 2001 (N=5 495), 2006 (N=4 007) ja 2012 (3 551).

Kulutustutkimusaineistoja täydennettiin rekistereistä kerätyillä tiedoilla. Katovirheen korjaamiseksi ja aineistojen edustavuuden parantamiseksi tunnuslukujen laskemisessa käytettiin väestöpainotettuja muuttujia. Progressiivisuusindeksien laskemisessa tulokäsitteenä käytettiin kulutusyksikköä (OECD) kohden laskettuja bruttotuloja. Hyödykeverot (arvonlisävero ja valmisteverot) laskettiin kulutustutkimusten kulutusnimikkeiden pääryhmittäin määritellyn verosisällön ja kotitalouksien kulutustietojen perusteella. Kotitalouksien terveydenhuoltomenot käsittivät kunnallisten palvelujen avohoito- hammaslääkäri- ja hoitopäivä-maksut, yksityiset lääkäri- ja hammaslääkärimaksut, tutkimus- ja hoitomaksut. Lisäksi maksuihin sisältyivät lääkkeitä, lääkinnällisiä tarvikkeita ja sairaudesta johtuvista matkoista kotitalouksille aiheutuvat kustannukset.

Vuoden 2019 rahoitusuudistuksen kohdentumisvaikutusten arvioimiseksi kunnallisverojen rahoitusosuus sisällytettiin valtion tuloveroilla kerättävään rahoitusosuuteen. Valtion tuloveroasteikon ja tuloverojen jakautumisen oletettiin noudattavan vuoden 2012 aineiston mukaista tilannetta.

Terveystalouden rahoituksen jakautumista suhteessa tuloihin mitattiin progressiivisuusindeksillä (Kakwani 1977). Rahoituksen jakautuessa tuloihin nähden tasaisesti progressiivisuusindeksi saa arvon nolla (proportionaalinen). Jos keskimääräinen rahoitusosuus kasvaa (vähenee) tulojen kasvun myötä, rahoitus on progressiivista (regressiivistä) ja indeksi saa positiivisen (negatiivisen) arvon. Progressiivisuusindeksin arvoon vaikuttavat sekä tulonjaossa että rahoituksen kohdentumisessa tapahtuvat muutokset.

Ginikertoimet ja progressiivisuusindeksit laskettiin käyttämällä väestöpainotettuihin aineistoihin sovellettua ns. regressiomenetelmää (Klavus 1998, Kakwani ym. 1997). Estimointimenetelmä tuottaa tunnuslukujen keskivirheet, joiden perusteella ginikertoimille ja progressiivisuusindekseille laskettiin luottamusvälit (95 %).

Tulokset

Terveystalouden rahoitus muuttui regressiiviseen suuntaan 1990-luvulla. (Taulukko 1). Vuosikymmenen alussa kokonaisrahoitus oli selvästi progressiivista, mutta vuonna 2001 rahoitus jakautui tuloihin nähden proportionaalisesti tai jonkin verran regressiivisesti. Yksittäisten rahoitusmuotojen osalta suurin muutos koski palvelujen käyttäjien rahoitusosuutta. Terveystalouden maksujen regressiivisyys lisääntyi erityisesti vuosikymmenen lopussa. Maksut muodostivat aiempaa suuremman osuuden rahoituksesta ja ne kohdistuivat voimakkaammin alempiin tuloluokkiin.

Vuoden 2006 jälkeen kokonaisrahoituksen progressiivisuus kääntyi kasvuun ja oli tarkastelujaksolla korkeimmillaan vuonna 2012. Kehitykseen vaikuttivat samansuuntaiset muutokset kaikissa rahoitusmuodoissa. Valtion tuoverojen, kunnallisverojen ja sairausvakuutusmaksujen progressiivisuus lisääntyi samanaikaisesti kuin hyödykeverojen ja käyttäjämaksujen regressiivisyys väheni.

Valmisteilla olevan rahoitusuudistuksen vaikutukset kokonaisrahoituksen progressiivisuuteen olisivat merkittävät. Kunnallisverojen rahoitusosuuden korvaaminen valtion tuloverorahoituksella nostaisi kokonaisrahoituksen progressiivisuusindeksin 0.034:stä (2012) 0.141:een (2019).

Vaikka uudistuksella ei olisikaan vaikutusta valtion tuloverorahoituksen progressiivisuuteen, rahamääräiset vaikutukset eri tulotasoilla olisivat huomattavat. Alimman tulokymmeneksen osalta valtion tuloveroista rahoitettava osuus terveystaloudesta kasvaisi keskimäärin 90 eurolla, kunnallisverorahoituksen vähentyessä 310 eurolla. Siten pienituloisin tulokymmenes rahoittaisi terveystaloutta 220 eurolla vähemmän uudistuksen jälkeen. Vastaavasti suurituloisin tulokymmenes rahoittaisi terveystaloutta valtion tuloveron kautta 12 400 euroa enemmän ja kunnallisverotuksessa 5 700 euroa vähemmän kotitaloutta kohti. Näin ollen suurituloisimman tulokymmeneksen rahoitus kasvaisi keskimäärin 6 700 eurolla. Bruttotuloihin suhteutettuna ylimmän tulokymmeneksen verotuksen kautta rahoittama osuus terveystaloudesta nousisi 12 prosentista 20 prosenttiin bruttotuloista. Alimman tulokymmeneksen osalta vastaava tulo-osuus laskisi noin 3 prosentista yhteen prosenttiin (yksityiskohtaisemmat laskelmat ja taulukot saatavissa kirjoittajilta).

Edellä esitettyt euromääräiset laskelmat ovat suuntaa-antavia, mutta ne osoittavat seuraavan seikan: Vaikka hallituksen kaavailema neutraali progressiivisuusvaikutus toteutuisi valtion tuloverotuksen tasolla, terveystalouden kokonaisrahoituksen tasolla rahoitusuudistus lisäisi progressiivisuutta merkittävästi. Rahamääräisesti arvioituna ylempien tuloluokkien maksama osuus terveystaloudesta kasvaisi voimakkaasti.

Taulukko 1. Terveystalouden rahoituksen progressiivisuus 1990–2019

	Brutto- tulot	Valtion tulovero	Hyödyke- verot	Valtio yhteensä	Kunnallis- verot	Sairaus- vakuutus	Julkinen yhteensä	Koti- taloudet	Kokonais- rahoitus
1990									
Rahoitusosuus (%)		14,0	24,0	38,0	37,0	11,0	86,0	14,0	100,0
Ginikerroin	0,256								
Progressiivisuusindeksi		0,269	-0,097	0,039	0,077	0,086	0,061	-0,198	0,024
*se	(0.0051)	(0.0097)	(0.0056)	(0.003)	(0.0023)	(0.0027)	(0.0021)	(0.0110)	(0.0023)
L95	0,246	0,25	-0,108	0,033	0,072	0,081	0,057	-0,219	0,019
U95	0,266	0,288	-0,086	0,045	0,082	0,091	0,065	-0,177	0,029
1998									
Rahoitusosuus (%)		8,0	12,0	20,0	44,0	16,0	80,0	20,0	100,0
Ginikerroin	0,299								
Progressiivisuusindeksi		0,296	-0,135	0,05	0,06	0,079	0,061	-0,181	0,007
*se	(0.0040)	(0.0104)	(0.0057)	(0.0032)	(0.0044)	(0.0047)	(0.0033)	(0.0126)	(0.0040)
L95	0,291	0,276	-0,146	0,044	0,051	0,07	0,055	-0,156	-0,001
U95	0,307	0,316	-0,124	0,056	0,069	0,088	0,067	-0,206	0,015
2001									
Rahoitusosuus (%)		8,0	10,0	18,0	45,0	16,0	79,0	21,0	100,0
Ginikerroin	0,320								
Progressiivisuusindeksi		0,308	-0,144	0,055	0,048	0,067	0,052	-0,215	-0,007
*se	(0.0040)	(0.0101)	(0.0050)	(0.0037)	(0.0035)	(0.0040)	(0.0027)	(0.0139)	(0.0036)
L95	0,312	0,288	-0,154	0,048	0,042	0,06	0,047	-0,242	-0,014
U95	0,328	0,328	-0,134	0,062	0,055	0,075	0,057	-0,188	-0,001
2006									
Rahoitusosuus (%)		10,0	12,0	22,0	41,0	16,0	79,0	21,0	100,0
Ginikerroin	0,321								
Progressiivisuusindeksi		0,329	-0,141	0,066	0,042	0,049	0,051	-0,251	-0,009
*se	(0.0054)	(0.0134)	(0.0058)	(0.0043)	(0.0055)	(0.0061)	(0.0035)	(0.0169)	(0.0046)
L95	0,311	0,303	-0,152	0,058	0,031	0,037	0,044	-0,284	-0,018
U95	0,332	0,355	-0,129	0,075	0,053	0,061	0,057	-0,218	0,000
2012									
Rahoitusosuus (%)		12,0	14,0	26,0	37,0	15,0	78,0	22,0	100,0
Ginikerroin	0,299								
Progressiivisuusindeksi		0,376	-0,092	0,133	0,089	0,084	0,103	-0,222	0,034
*se	(0.0035)	(0.0136)	(0.0059)	(0.0062)	(0.0038)	(0.0038)	(0.0028)	(0.0212)	(0.0049)
L95	0,293	0,349	-0,104	0,121	0,082	0,076	0,097	-0,263	0,024
U95	0,307	0,403	-0,081	0,145	0,097	0,091	0,108	-0,181	0,043
2019**									
Rahoitusosuus (%)		49,0	14,0	63,0	-	15,0	78,0	22,0	100,0
Ginikerroin									
Progressiivisuusindeksi				0,276			0,239		0,141
*se				(0,0103)			(0,0082)		(0,0074)
L95				0,255			0,223		0,127
U95				0,296			0,255		0,155

*se: keskivirhe

** Estimoitu 2012 kulutustutkimusaineistosta

L95 ja U95: 95 % luottamusväli: alempi (L95), ylempi (U95)

Yhteenveto ja johtopäätökset

Terveystalouden kokonaisrahoitus muuttui progressiivisesta regressiiviseksi ajanjaksolla 1990–2006. Kehitykseen vaikutti voimakkaimmin terveyspalvelujen käyttäjiltä perittävien maksujen lisääntynyt regressiivisyys ja rahoitusosuuden kasvu. Vuosina 2006–2012 rahoitusjärjestelmän progressiivisuus kääntyi uudelleen kasvuun. Kokonaisrahoituksen progressiivisuus oli korkeimmillaan tarkastelujakson lopulla.

Terveystalouden rahoitusuudistuksen toteuttaminen nykymuodossaan nostaisi kokonaisrahoituksen progressiivisuuden kansainvälisestäkin ennennäkemättömän korkealle tasolle (Wagstaff ym. 1999).

Jos rahoitusuudistus toteutettaisiin korvaamalla nykyisten kunnallisverojen rahoitusosuutta korottamalla hyödykeverojen osuutta terveystalouden rahoituksesta, vaikutus olisi suunnaltaan regressiivinen. Korva merkitty ”terveysvero”, joka kohdennettaisiin esimerkiksi alkoholijuomien, tupakan tai sokerin kulutukseen, kohdentuisi erityisen voimakkaasti alempiin tuloon.

Neutraali kohdentumisvaikutus saavutettaisiin, jos kunnallisveroja korvaava rahoitus kerättäisiin nykyisen sairausvakuutusmaksun kaltaisella, kaikilla tulotasoilla yhtä suurella suhteellisella verolla tai vakuutusmaksulla.

Lähteet

- Kakwani, N.C. Measurement of tax progressivity: an international comparison. *The Economic Journal* 1977; 87: 71-80.
- Kakwani, N.C., Wagstaff, A. and van Doorslaer, E. Socioeconomic inequalities in health: measurement, computation and statistical inference. *Journal of Econometrics* 1997; 77: 87-103.
- Klavus J. Progressivity of health care financing: estimation and statistical inference. *Finnish Economic Papers* 1998; 11: 86-95.
- Wagstaff A, van Doorslaer E, van der Burg H, Calogne C, Christiansen T, Citoni G, Gerdtham UG, Gerfin M, Gross L, Häkkinen U, Johnson P, Klavus J, Lachaud C, Lauritsen J, Leu R, Nolan B, Pereira J, Propper C, Puffer F, Rochaix L, Rodriguez M, Schellhorn M, Sundberg G, Winkelhake O. Equity in the finance of health care: some further international comparisons. *Journal of Health Economics* 1999; 18: 263-290.

Reality check: The effect of health IT adoption on prescription drug abuse

Petri Bäckerman¹, Mika Kortelainen², Liisa Laine³, Mikko Nurminen⁴,
Tanja Saxell²

¹ Turku School of Economics, Labour Institute for Economic Research and IZA.

E-mail: petri.bockerman@utu.fi

² VATT Institute for Economic Research

³ Jyväskylä University School of Business and Economics, and Columbia University

⁴ Turku School of Economics and VATT Institute for Economic Research

The research has been financially supported by the Yrjö Jahnsson Foundation.

Prescription drug abuse – defined as the use of prescription drugs for nonmedical recreational purposes – is a widespread and increasing problem globally. For example, in the US the prescription drug abuse rate is second only to marijuana among illicit drug users (National Institute for Drug Abuse, 2014). In Finland, it has been estimated that 50,000 – 100,000 persons have frequently abused prescription drugs (Karjalainen and Hakkarainen, 2013).

Drug abuse is also an important issue from a broader public-health perspective for two related reasons. First, substance abuse leads to addiction and severe adverse health effects that increase the costs in health care system. For example, Case and Deaton (2015) have documented the importance of prescription opioids on mortality in midlife among white non-Hispanic Americans. Second, there is large illegal market for these drugs in most countries that causes substantial negative externalities to the society at large (e.g. increase in crime).

Despite the apparent relevance of the topic, there is very limited empirical evidence on the effects of government policies on drug abuse for two reasons. First, it is extremely difficult to obtain reliable data on drug abuse. Second, research designs only rarely provide good opportunities to understand the causal effects of these policies.

We study the effects of electronic prescriptions (e-prescriptions) on the use and renewal of prescriptions for benzodiazepines that are among the most abused prescription drugs. As an e-prescription system shares information among all providers involved in a patient's care, it becomes increasingly difficult for patients to shop around physicians or pharmacies in search for new prescriptions. The e-prescription system provides a doctor better information about the patient's past use of medication, which was generally not possible with traditional paper prescriptions. Thus, the e-prescription system makes it significantly easier for doctors and pharmacies to detect potential prescription drug abuse.

In our analysis, we define potential prescription drug abusers as those patients who have several prescriptions for the same type of drugs from different doctors ("doctor shopping") or even from the same high-volume doctor but from different pharmacies ("pharmacy shopping") during a short period of time. Using detailed, patient-level data from the Social Insurance Institute of Finland, we can identify benzodiazepine prescriptions obtained from multiple physicians and pharmacies.

Since the system makes prescription drug abuse more difficult, patients may, however, substitute to illegal drugs, purchase more prescription drugs from veterinarians or increase the rate of pharmacy robberies, as suggested by anecdotal evidence in popular press after the reform (Helsingin Sanomat, 2015; Talouselämä, 2014). For this reason, we provide some suggestive evidence of the policy-relevant effects of

e-prescriptions on these additional outcomes to provide better understanding of the overall benefits and costs of health IT.

We estimate the causal effects of e-prescriptions exploiting the gradual and plausibly exogenous rollout of a national e-prescription system over the course of several years in Finland. The system became mandatory in public health care units in 2013 and in private health care units in 2015, with the exception of the smallest units issuing less than 5000 prescriptions a year that have to adopt the system by 2017. The system was adopted first in the regions of Western Finland in May 2010. By 2014 all pharmacies and public health care units were part of the new system. Moreover, from October 2015 onwards all prescriptions for drugs in the class of benzodiazepines had to be issued using e-prescriptions, while the use of e-prescriptions by physicians and patients was in general voluntary. Our data demonstrates that the adoption of the system at the municipality level led to a sharp increase in the use of e-prescriptions by physicians and patients.

To estimate the effects, we develop two empirical approaches. First, we specify difference-in-differences models. The treatment group consists of the units in the regions that adopted the system early and the control group of the units in regions that adopted it later. We compare the trends in our key outcomes between these two groups. Second, we use the variation in the adoption of e-prescription across regions, health care units and over time as an instrument for e-prescription uptake by doctors/patients and estimate models for the key variables at the patient level.

Our key identification assumption is that the timing of the adoption of the system is unrelated to other determinants of changes in prescription drug use. As an empirical test of this assumption, we analyze whether demographics at the municipal level can predict when the system would be adopted, using register data from the National Institute for Health and Welfare and Statistics Finland. Our analysis suggests that the timing of adoption at the health care unit level is indeed statistically unrelated to various municipal-level economic and health indicators. The only variable that predicts the timing is the share of persons older than 65. To ensure that the share of persons older than 65 does not invalidate our estimates, we control for patient age in our regressions and show that our baseline estimation results are not driven by the population structure. We conclude that the reform was exogenous and provides valid quasi-experimental variation to identify the causal effects of e-prescriptions.

To study the additional channels of adjustment to the reform, we use data on municipality-level pharmacy robberies and veterinary wholesale drug purchases. We also examine whether the reform lead to an increase in the use of illegal drugs taking advantage of register data on hospital admissions related to drug overdoses from the National Institute for Health and Welfare in Finland.

Despite the apparent importance of the research topic, only a very few empirical studies have directly studied the effects of health IT policies or reforms that could reduce or affect drug abuse. Most closely related empirical studies examine the effects of drug monitoring systems on drug abuse in the US context. Most notably, Buchmueller and Carrey (2016) analyze the effects of drug monitoring system on opioid misuse in Medicare system using difference-in-difference approach. There are also other studies that explore various aspects of drug monitoring systems (Delcher et al., 2015; Norwood and Wright, 2016; Rasubala et al., 2015; Rutkow et al., 2015). However, these studies use data on specific US states and/or focus on narrowly defined medical professions such as dentists. There are also other related studies from the US context that have not examined drug monitoring programs but focus on broader regulatory aspects of drug abuse. Dobkin et al. (2014) examine the effects of the changes in enforcement of laws that regulate the sale of over-the-counter medicines that can be used to manufacture methamphetamine in the US. Swensen (2015) studies the direct effect of openings and closings of treatment facilities for substance abuse on mortality using US county-level data. However, we are not aware of any prior empirical studies that would have analyzed the impacts of nationwide rollout of health IT on drug abuse using administrative patient-level data.

We therefore contribute to the previous literature in several ways. First, we estimate a causal effect of an implementation of a nationwide health IT system on drug abuse. In addition to pinning down causality, our results are more generalizable as we do not focus only on specific medical professions or to some smaller geographic areas but study the effects of a nationwide system that is used by all public and private health care units in the country.

Second contribution is that we provide additional information on the overall welfare effects of the technology. Introducing e-prescriptions has a positive welfare effect if it reduces drug abuse. However, there might be negative welfare effects if the patients substitute to illegal drugs, which we study by exploiting register data on hospital admissions related to drug overdoses. Another negative welfare effect is due to increases in crimes or if patients try to find other delivery channels for drugs. We study these by using data on municipality-level pharmacy robberies and veterinary wholesale drug purchases. We are not aware of any empirical study that has analyzed these additional channels of adjustment to the reform.

References

- Buchmueller, S.R., Carey, C. (2016). The effect of prescription drug monitoring programs on opioid utilization in medicare. Working paper.
- Case, A., Deaton, A. (2015). Rising morbidity and mortality in midlife among white non-Hispanic Americans in the 21st century. *Proceedings of the National Academy of Sciences*, 112, 15078–15083.
- Delcher, C., Wagenaar, A.C., Goldberger, B.A., Cook, R.L., Maldonado-Molina, M.M. (2015). Abrupt decline in oxycodone-caused mortality after implementation of Florida's Prescription Drug Monitoring Program. *Drug and Alcohol Dependence*, 150, 63–68.
- Dobkin, C., Nicosia, N., Weinberg, M. (2014). Are supply-side drug control efforts effective? Evaluating OTC regulations targeting methamphetamine precursors. *Journal of Public Economics*, 120, 48–61.
- Helsingin Sanomat (2015) Sähköinen resepti on lisännyt eläinlääkkeiden päihdekäyttöä. Published on April 30, 2015.
- Hoyne, H., Schanzenbach, D. W., Almond, D. (2016). Long-run impacts of childhood access to the safety net. *The American Economic Review*, 106, 903–934.
- Jacobi, L., Sovinsky, M. (2016). Marijuana on Main Street? Estimating Demand in Markets with Limited Access. *American Economic Review*, 106, 2009–2045.
- Karjalainen, K., Hakkarainen, P. (2013). Lääkkeiden väärinkäyttö 2000-luvun Suomessa: Esiintyvyys, käyttäjäryhmät ja käyttö-tarkoitukset. *Yhteiskuntapolitiikka*, 78, 498–508.
- Lämsä, E., Timonen, J., Mäntyselkä, P., Ahonen, R. (2017). Pharmacy customers' experiences with the national online service for viewing electronic prescriptions in Finland. *International Journal of Medical Informatics*, 97, 221–228.
- Ministry of Social Affairs and Health (2013). Peer Review eHealth Strategy and action plan of Finland in a European Context. Helsinki, Report No. 11.
- National Institute for Drug Abuse (2014). Commonly abused prescription drugs chart. Ref. 18.9.2014, <http://www.drugabuse.gov/drugs-abuse/commonly-abused-drugs/commonly-abused-prescription-drugs-chart>
- Norwood, C.W., Wright, E.R. (2016). Integration of prescription drug monitoring programs (PDMP) in pharmacy practice: Improving clinical decision-making and supporting a pharmacist's professional judgment. *Research in Social and Administrative Pharmacy*, 12, 257–266.
- Rasubala, L., Pernapati, L., Velasquez, X., Burk, J., Ren, Y.F. (2015). Impact of a mandatory prescription drug monitoring program on prescription of opioid analgesics by dentists. *PloS one*, 10(8), e0135957.
- Reisman, R.M., Shenoy, P. J., Atherly, A. J., & Flowers, C. R. (2009). Prescription opioid usage and abuse relationships: an evaluation of state prescription drug monitoring program efficacy. *Substance Abuse: Research and Treatment*, 3, 41–51.
- Reponen, J., Kangas, M., Hämäläinen, P., Keränen, N. (2015). Tieto- ja viestintäteknologian käyttö terveydenhuollossa vuonna 2014. National Institute for Health and Welfare, University of Oulu, Report No. 12.
- Rutkow, L., Chang, H.Y., Daubresse, M., Webster, D.W., Stuart, E.A., Alexander, G.C. (2015). Effect of Florida's prescription drug monitoring program and pill mill laws on opioid prescribing and use. *JAMA Internal Medicine*, 175, 1642–1649.
- Shah, M., Steinberg, B.M. (2015). Workfare and human capital investment: Evidence from India. National Bureau of Economic Research, Working Paper No. 21543.
- Suna, T. (2011). Finnish National Archive of Health Information (KanTa): General Concepts and Information Model. *FUJITSU Sci. Tech. J*, 47, 49–57.
- Swensen, I.D. (2015). Substance-abuse treatment and mortality. *Journal of Public Economics*, 122, 13–30.
- Talouselämä (2014). Taustalla yllättävä syy – KSML: Apteekkimurrot ja –ryöstöt lisääntyneet. Published on August 26, 2014.

Comparative quality of life among Austrians, English and Finnish people

Ismo Linnosmaa¹, Lien Nguyen¹, Hanna Jokimäki¹, Eirini Saloniki², Laurie Batchelder², Birgit Trukeschitz⁴, Juliette Malley^{2,3}, Julien Forder²

¹ Centre for Health and Social Economics, National Institute for Health and Welfare THL, Helsinki, Finland

² Personal Social Service Research Unit, University of Kent, Canterbury, UK

³ Personal Social Service Research Unit, London School of Economics, London, UK

⁴ Research Institute for Economics of Aging, WU Vienna University of Economics and Business, Vienna, Austria

Introduction

A large literature has developed to examine subjective well-being of individuals across countries (e.g. Sen 1981; Deaton 2008; Kahneman and Deaton 2008; Eurostat 2016). Such studies allow the comparison of well-being and welfare of individuals in various countries with different wealth and institutional environments. One of the findings from this literature is that the subjective well-being in Nordic countries including Finland is high and well above the average well-being of Europeans when assessed with the overall life satisfaction (Eurostat 2016). In this respect, Finland does better than Austria and the UK.

A concept closely related to life satisfaction is quality of life (hereafter QoL), which also outlines positive and negative aspects of life. As defined by WHO, QoL is related to the well-being of individuals and the quality of societies and environment where they live (WHO Quality of Life Group 1993).¹ Public and societal support and efforts have been done to improve the QoL of citizens (e.g. European Foundation for the improvement of living and working conditions 2014).

This study explores self-assessed QoL in Austria, England and Finland. We utilize data from the research project comparing the social care related QoL in Austria, England and Finland. In this study, we will focus on the overall QoL of individuals, leaving outside psychological, social or care aspects. In addition to the comparative analysis of QoL between the three countries, the contribution of higher income to improving individuals' QoL will be examined. Previous research has shown income to be positively associated with life satisfaction and life evaluation (Deaton 2008; Kahneman and Deaton 2008).

Data and methods

This study uses survey data collected in summer 2016 from a sample designed to be representative of the Austrian, English and Finnish populations with respect to gender, age and regional distribution. The survey was part of the preference study within the EXCELC research project.² The survey questionnaire was designed by the EXCELC research group consisting of researchers from Austria, England and Finland. The data were collected online by the market-research company Research Now in London (www.researchnow.com).

¹ WHO defines quality of life as “individuals’ perception of their position in life in the context of the culture and value systems in which they live and in relation to their goals, expectations, standards and concerns. It is a broad-ranging concept affected in a complex way by the person’s physical health, psychological state, level of independence, social relationships, and their relationship to salient features of their environment” (WHO Quality of Life Group 1993).

² Project EXCELC = **E**xploring **C**omparative **E**ffectiveness and efficiency of **L**ong-term **C**are (www.excelc.eu).

Respondents were asked to evaluate their subjective QoL by answering to the question “Thinking about the good and bad things that make up your quality of life, how would you rate your quality of life as a whole?” There were seven consecutive response options: (1) So bad, it could not be worse; (2) Very bad; (3) Bad; (4) Alright; (5) Good; (6) Very good; (7) So good, it could not be better. Respondents were also asked to provide information, for example, in relation to their gender, age, income, education and employment status. Table 1 displays the descriptive statistics of the variables used in the analysis by country.

Each country approximately accounts for one third of the total number of observations. Age was measured as a categorical variable ranging from the youngest age group of 18–25 years old to the oldest age group of 85 years or older. Household disposable income was a categorical variable of 10 groups. Austrian observations on the lowest (highest) income category belong to the 1st (10th) decile of the income distribution of the Austrian population. The income distribution of the English or Finnish population was similarly defined. Self-assessed health (SAH) was measured using a categorical variable with 5 groups from the worst value Very bad to the best value Very good. The education variable followed the ISCED11 classification (Unesco Institute for Statistics 2012). The value Yes of the variable “Unemployed & permanently sick” includes both unemployed individuals and those permanently sick or disabled (Table 1).

Table 1 reveals that there are differences between the countries with regards to QoL. In particular, the fractions of the options Very good or So good, it could not be better (respectively So bad, it could not be worse; Very bad or Bad) chosen by Finns are lower (respectively higher) than the fractions of the same options chosen by the Austrian and English respondents. These differences may be explained by cross-country differences in health, socioeconomic or demographic factors in the sample.

Since the alternative responses to the dependent variable, self-assessed QoL, were rankings, to examine the dependent variable we applied the ordered probit model (Greene 2012). The regression model takes the following form:

$$y_i^* = \beta_1 De_i + \beta_2 Da_i + x_i^T \theta + \varepsilon_i, \quad \varepsilon_i \sim N(0,1), \quad \forall i=1, \dots, N \quad (0.1)$$

$$y_i = j \text{ if } \mu_{j-1} < y_i^* \leq \mu_j, \quad j = 1, \dots, 7.$$

The variable y_i^* denotes the latent QoL variable and y_i is the observed ordinal QoL variable; De_i and Da_i are country dummy variables for England and Austria (Finland forming the reference country); β_1 and β_2 are coefficients; and ε_i is the random term that follows the standard normal distribution. The observable characteristics of individuals in the data set are in the column vector x_i . The superscript T stands for transpose and the subscript i for observation. Threshold parameters are μ . With seven alternative responses in our model, there are six threshold parameters to be estimated.

We assumed that threshold values in the ordered probit model are independent of the observable individual characteristics.³ The model (0.1) allows the estimation of the probabilities p_1, \dots, p_7 for all response options to the subjective QoL question.

Response probabilities were estimated from two specifications of the model (0.1). We first estimated conditional response probabilities from the model that assumes that the individual-level characteristics x_i do not affect the response probabilities and only country effects matter. In this case, the regression equation of the model (0.1) can be written as

$$y_i^* = \alpha_1 De_i + \alpha_2 Da_i + \eta_i, \quad \eta_i \sim N(0,1), \quad \forall i=1, \dots, N \quad (0.2)$$

where α_1 and α_2 are coefficients and η_i is the random term.

Then, in order to see how individual characteristics influence possible differences in the response probabilities between the countries, the response probabilities were estimated from the model (0.1). Gender, age, household disposable income, SAH, education and Unemployed & permanently sick were included in the model (0.1) as explanatory variables. To produce country-specific response probabilities, we estimated

³ See Greene (2012) for model extensions.

average adjusted predictions by setting the values of the covariates in the vector x_i to be equal to their true values in the data set.

Table 1. Descriptive statistics of the variables used in the study (n = 2596)

Variable	England (n = 856)		Finland (n = 904)		Austria (n = 836)	
	Mean (%)	Std. dev	Mean (%)	Std. dev	Mean (%)	Std. dev
QoL (quality of life)						
So bad. it could not be worse	0.1	0.034	0.3	0,058	0,2	0,049
Very bad	0.6	0.076	1.3	0,115	1,3	0,114
Bad	2.2	0.147	7.4	0,262	2,5	0,157
Alright	17.9	0.383	17.4	0,379	12,7	0,333
Good	32.1	0.467	46.9	0,499	31,9	0,467
Very good	43.6	0.496	24.9	0,433	46,3	0,499
So good. it could not be better	3.5	0.184	1.8	0,132	5,0	0,219
Age						
18–24 years	9.3	0.291	6.9	0,253	10,2	0,302
25–34 years	18.7	0.390	16.3	0,369	15,4	0,361
35–44 years	17.4	0.379	15.8	0,365	16,9	0,375
45–54 years	17.9	0.383	18.5	0,388	20,6	0,404
55–64 years	18.9	0.392	27.4	0,446	25,0	0,433
65–79 years	17.3	0.378	14.6	0,353	11,8	0,323
80 years or older	0.5	0.068	0.6	0,074	0,1	0,035
Gender						
Male	48.4	0.500	48.6	0,500	50,2	0,500
Female	51.6	0.500	51.4	0,500	49,8	0,500
Income						
1st decile						
2nd decile	7.5	0.263	9.8	0,298	11,7	0,322
3rd decile	6.3	0.243	9.6	0,295	12,0	0,325
4th decile	9.5	0.293	11.3	0,317	12,0	0,325
5th decile	9.9	0.299	11.3	0,317	15,9	0,366
6th decile	8.9	0.285	8.3	0,276	13,4	0,341
7th decile	9.9	0.299	8.4	0,278	9,9	0,299
8th decile	11.0	0.313	8.1	0,273	7,5	0,264
9th decile	13.7	0.344	4.9	0,215	5,1	0,221
10th decile	16.5	0.371	5.3	0,224	2,4	0,153
SAH (self-assessed health)						
Very good	21.3	0.409	9.3	0,290	26,4	0,441
Good	49.8	0.500	46.3	0,499	47,8	0,500
Fair	24.1	0.428	32.9	0,470	19,9	0,399
Bad	4.4	0.206	10.3	0,304	5,1	0,221
Very bad	0.5	0.068	1.2	0,110	0,7	0,084
Education						
Less than primary education	0.0	0.000	0.2	0,047	0,1	0,035
Primary education	3.4	0.181	2.9	0,167	0,2	0,049
Lower secondary education	20.7	0.405	6.4	0,245	8,1	0,274
Upper secondary education	23.4	0.423	44.8	0,498	50,6	0,500
Post-secondary non-tertiary education	4.3	0.203	2.5	0,158	16,4	0,370
Short-cycle tertiary education	7.4	0.261	12.3	0,328	1,3	0,114
Bachelor's or equivalent level	23.9	0.427	18.0	0,385	9,3	0,291
Master's or equivalent level	14.1	0.349	11.9	0,325	12,0	0,325
Doctoral or equivalent level	2.8	0.165	0.9	0,094	1,9	0,137
Unemployed & permanently sick						
No	94.4	0.230	82.1	0,384	90,1	0,299
Yes	5.6	0.230	17.9	0,384	9,9	0,299

Note. The sample size of the original data was 3015. Due to missing observations in variables used in the analysis, the total number of observations was reduced to 2596.

a All variables in the table are categorical. The means describe the proportions of responses to the levels of variables.

To examine whether higher income contributes to improving QoL, we also used the model (0.1). However, in this model income was treated as if it was a continuous variable, while all other covariates being the same. Although this assumption implies that income has a linear effect on the linear prediction of the ordered probit model, this restricted model allowed a much simpler presentation of the marginal effects of income on QoL than the model (0.1) having nine dummy income variables. The marginal effects of the income variable on the alternative responses were calculated using the true values of the covariates. The estimated parameters of the variables used in the models will not be reported because they do not have a natural interpretation as marginal effects (Greene 2012). These results can be requested from the authors.

Results

Tables 2 and 3 display the estimated probabilities of the alternative responses to self-assessed QoL from the models (0.1) and (0.2). The model (0.2) predicts that the Finnish respondents record lower QoL than the respondents in Austria or England (Table 2). This is indicated by the fact that Finnish respondents are more likely to rate their QoL to be worse than Good than Austrian or English respondents. Similarly, the Finnish respondents are less likely to assess that their QoL is better than Very good compared to the English and Austrian respondents. Austrian and English response option probabilities differ from the Finnish probabilities significantly at the 5 per cent level of significance. The only exception is the lowest level of QoL where no statistically significant difference between the predicted response probabilities in Finland and England was found.

Table 2. Estimated probabilities of the responses to QoL, accounting for country effects (n = 2596)

	England		Finland		Austria	
	Coeff.	95% CI	Coeff.	95% CI	Coeff.	95% CI
So bad, it could not be worse	0.0014	[0.0002, 0.0027]	0.0049	[0.0012, 0.0085]	0.0010*	[0.0001, 0.0019]
Very bad	0.0074*	[0.0043, 0.0106]	0.0192	[0.0122, 0.0261]	0.0056*	[0.0030, 0.0082]
Bad	0.0319*	[0.0250, 0.0387]	0.0649	[0.0520, 0.0776]	0.0258*	[0.0196, 0.0320]
Alright	0.1395*	[0.1223, 0.1568]	0.2128	[0.1933, 0.2322]	0.1218*	[0.1058, 0.1378]
Good	0.3669*	[0.3469, 0.3870]	0.3945	[0.3749, 0.4141]	0.3516*	[0.3312, 0.3719]
Very good	0.4141*	[0.3870, 0.4413]	0.2885	[0.2655, 0.3121]	0.4460*	[0.4181, 0.4738]
So good, it could not be better	0.0388*	[0.0296, 0.0478]	0.0152	[0.0109, 0.0198]	0.0482*	[0.0372, 0.0592]

CI = Confidence interval

* = Probability differs from the corresponding probability in Finland at the 5% level of significance.

Numbers in the parentheses are 95% confidence intervals of the estimated response probabilities.

Table 3 displays the predicted probabilities from the model (0.1). Although Finnish respondents still record lower QoL than Austrian or English respondents, the differences between Finnish and English response probabilities are no longer statistically significant. Therefore, part of the QoL differences between Finland and England observed in Table 2 can be explained by individual characteristics like e.g. income and health. However, even after controlling for observable characteristics of individuals, among the Finnish respondents QoL is still seen as lower compared to the Austrian respondents. Respondents in Finland are more likely to assess their QoL to be worse than Good and less likely to assess their QoL to be better than Very good compared to the Austrian respondents. The differences in the responses between Austria and Finland are statistically significant at 5 per cent significance level (Table 3).

Table 3. Estimated probabilities of the responses to QoL, accounting for country and individual characteristics effects (n = 2596)

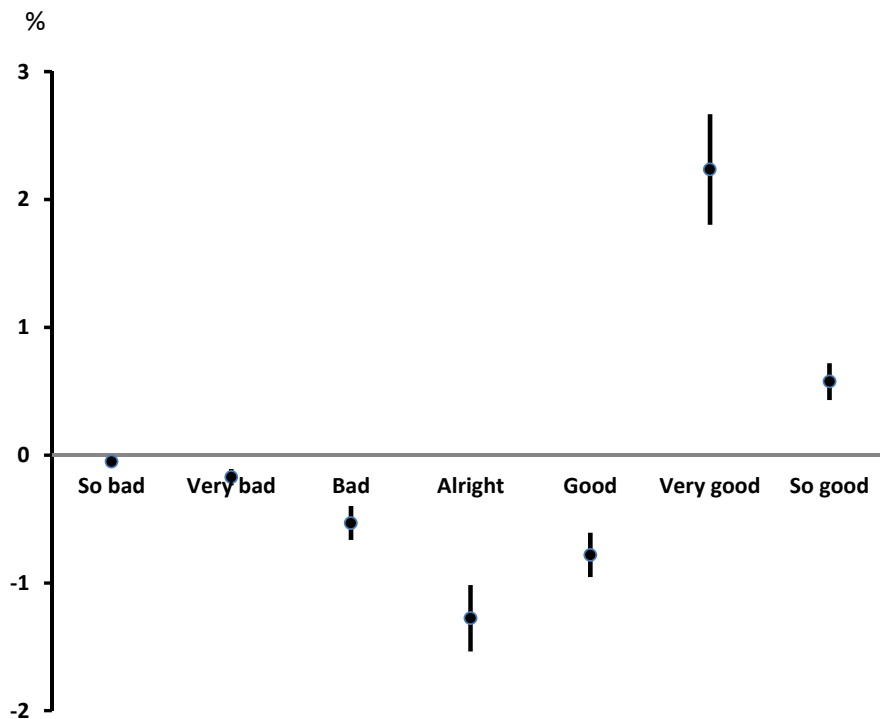
	England		Finland		Austria	
	Coeff.	95% CI	Coeff.	95% CI	Coeff.	95% CI
So bad, it could not be worse	0.0026	[0.0005, 0.0047]	0.0028	[0.0006, 0.0050]	0.0015	[0.0002, 0.0028]
Very bad	0.0111	[0.0070, 0.0152]	0.0117	[0.0077, 0.0157]	0.0071*	[0.0042, 0.0100]
Bad	0.0447	[0.0360, 0.0534]	0.0466	[0.0381, 0.0523]	0.0317*	[0.0251, 0.0384]
Alright	0.1689	[0.1516, 0.1862]	0.1734	[0.1576, 0.1891]	0.1356*	[0.1206, 0.1505]
Good	0.3805	[0.3619, 0.3989]	0.3826	[0.3633, 0.4018]	0.3571*	[0.3383, 0.3759]
Very good	0.3635	[0.3397, 0.3873]	0.3557	[0.3341, 0.3773]	0.4222*	[0.3981, 0.4463]
So good, it could not be better	0.0287	[0.0220, 0.0356]	0.0272	[0.0204, 0.0339]	0.0448*	[0.0350, 0.0543]

CI = Confidence interval

* = Probability differs from the corresponding probability in Finland at the 5% level of significance.

Numbers in the parentheses are 95% confidence intervals of the estimated response probabilities.

Regarding the association between income and QoL, Figure 1 indicates that higher income improves QoL of people in any of the three countries. Indeed, an increase in income reduces the probability that respondents in Austria, England and Finland rate their QoL to be worse than Good (indicated by negative marginal effects) and increases the probability that they rate their QoL to be Very good or better (indicated by positive marginal effects). This result implies that the density of the response probability distribution shifts right towards better QoL ratings as respondents get wealthier.

**Figure 1.** Income and quality of life: marginal effects of income and 95% confidence intervals by alternative responses.

Conclusions

The estimated probabilities of the responses to the QoL question from this study first suggest that the Finns are less optimistic than the English and Austrian people about their overall QoL. Having controlled for the individual characteristics effects, there are still differences in self-assessed QoL between the Finnish and Austrian people. Especially, the Austrian people are more likely to report good QoL than the Finns. The reasons behind the findings are not known currently and they will be investigated in the near future. Despite the differences in QoL between the countries, the study lends support to the hypothesis of the positive association between QoL and income. Indeed, additional income enhances QoL by lowering the probability of low QoL ratings and by increasing the probability of high QoL ratings.

References

- Deaton A. (2008). Income, health, and well-being around the world: evidence from the Gallup World Poll. *Journal of Economic Perspectives* 22: 53–72.
- Eurostat. (2016). Quality of life indicators – overall experience of life. http://ec.europa.eu/eurostat/statistics-explained/index.php/Quality_of_life_indicators_-_overall_experience_of_life (Accessed 23.11.2016).
- European Foundation for the improvement of living and working conditions. (2014). Third European quality of life survey – Quality of life in Europe: Trends 2003–2012. Luxembourg: Publications Office of the European Union.
- Greene WH. (2012). *Econometric Analysis*, 7th Edition. Stern School of Business, New York University.
- Kahneman D, Deaton A. (2010). High income improves evaluation of life but not emotional well-being. *Proceedings of the National Academy of Sciences* 107: 16489–16493. doi:10.1073/pnas.
- Sen A. (1981). Public action and the quality of life in developing countries. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 43: 287–319.
- Unesco Institute for Statistics. (2011). International Standard Classification of Education ISCED 2011, UNESCO-UIS, Montreal. <http://www.uis.unesco.org/Education/Documents/isced-2011-en.pdf> (Accessed 23.11.2016).
- WHO Quality of Life Group. (1993). Study protocol for the World Health Organization project to develop a quality of life assessment instrument (WHOQOL). *Quality of Life Research* 2: 153–159.

Hepatiitti B-rokotusohjelman taloudellinen arviointi

Tanja Karvonen¹, Heini Salo¹, Markku Nurhonen², Kari Auranen², Tuija Leino¹

¹ THL, Rokotusohjelmayksikkö

² THL, Vaikutusarviointiyksikkö

Tausta

Terveiden ja hyvinvoinnin laitos (THL) asetti vuonna 2013 hepatiitti B -rokotustyöryhmän arvioimaan kansallista hepatiitti B -rokotusohjelmaa. Erityisesti työryhmän tuli ottaa kantaa siihen, tulisiko hepatiitti B -rokote tarjota kaikille lapsille kansallisessa rokotusohjelmassa.

Hepatiitti B on viruksen aiheuttama maksatulehdus. Hepatiitti B -virus (HBV) tarttuu veren ja kehon eritteiden välityksellä. Mitä vanhempi tartunnan saanut on, sitä todennäköisemmin hänelle tulee akuutin taudin oireita (Edmunds ym. 1996, Hahne ym. 2004). Akuutti hepatiitti B -infektio voi muuttua krooniseksi, mikä lisää maksakirroosin ja -syövän riskiä. Myös kroonistuminen on ikäriippuvaista (Edmunds ym. 1993, Hyams 1995). Noin 90 % vastasyntyneinä tartunnan saaneista jää viruksen krooniseksi kantajaksi. Aikuisista vastaava osuus on noin 5 %.

Suomessa rekisteröitiin vuosina 2004–2012 noin 20 akuuttia ja 260 kroonista hepatiitti B -tapausta vuosittain (Tartuntatautirekisteri, THL:n asettama hepatiitti B -rokotustyöryhmä 2016). Suomessa hepatiitti B -viruksen (HBV) yleisimmät tartuntatavat ovat seksi ja ruiskuhuumeiden käyttö. Kroonisista tartunnoista yli 80 % todetaan ulkomaalaisperäisessä väestössä.

Nykyisin Suomessa hepatiitti B:n torjuntatoimet perustuvat kohdennettuihin rokotuksiin ja seulontoihin. Kansallisessa rokotusohjelmassa rokotetta tarjotaan ainoastaan riskiryhmille (THL 2016). Hepatiitti B -seulontaa tarjotaan kaikille raskaana oleville naisille (Surcel ym. 2014) sekä maahanmuuttajaryhmistä pakolaisille ja turvapaikanhakijoille (STM 2009). Lisäksi hepatiitti B tutkitaan kaikilta verenluovuttajilta (SPR Veripalvelu) sekä suositellaan tutkittavaksi Suomeen ulkomailta adoptoitavilta lapsilta (Lapinleimu ym. 2012) ja tietyiltä potilasryhmiltä (HYKS suositus 21.11.2011).

Kaikille lapsille tarjottavien hepatiitti B -rokotusten kustannusvaikuttavuus arvioitiin verrattuna kohdennettuun rokotusohjelmaan. Arvioinnissa oletettiin, että pikkulasten rokotusohjelmassa siirrytään käyttämään 5-valenttisen yhdistelmärokotteen sijaan 6-valenttista yhdistelmärokotetta, joka sisältää myös hepatiitti B -suojan.

Aineistot ja menetelmät

Kustannus-vaikuttavuusanalyysi (KVA) perustui Markov-malliin. Mallissa seurattiin rokottamatonta ja rokotettua 58 000 lapsen syntymäkohorttia syntymästä kuolemaan tai 100-vuotiaaksi. Yksilöiden oletettiin liikkuvan mallin tilasta toiseen määriteltujen todennäköisyyksien mukaisesti (THL:n asettama hepatiitti B -rokotustyöryhmä 2016). Rokotuskattavuuden ja rokotetehon oletettiin olevan 95 %. Analyysissä tutkittiin hepatiitti B -rokotusohjelman kustannusvaikuttavuutta vaihtelemalla 5- ja 6-valenttisen rokotussarjan (kolme annosta) hintaeroa.

Hepatiitti B -infektion aiheuttamat tautitapaukset (akuutti ja krooninen hepatiitti B, maksakirroosi ja maksasyöpä), terveyspalvelujen käyttö ja terveydenhuollon kustannukset arvioitiin henkilötunnisteellisesta rekisteriaineistosta. Aineisto kerättiin seuraavista lähteistä: Tartuntatautirekisteri (TTR), Raskaudenai-
kainen infektioseulontarekisteri (Finnish Maternity Cohort, FMC), Hoitoilmoitusrekisteri (HILMO), Perusterveydenhuollon avohoidon hoitoilmoitusrekisteri (AvoHILMO), Suomen Syöpärekisteri, HYKS:n elinsiirtorekisteri, Sairaanhoidopiirien sairaala-apteekkiaineisto, Tilastokeskuksen kuolemansyyrekisteri ja Väestörekisterikeskus. Yksikkökustannukset arvioitiin HUS-kustannustiedoista (HILMO, sairaala-

apteekkiaiaineisto) sekä Sosiaali- ja terveydenhuollon yksikkökustannukset 2011 -julkaisusta (Kapiainen ym. 2014). Kaikki kustannukset muunnettiin vuoden 2013 hintatasoon.

Rokotusohjelman terveysvaikutukset arvioitiin lisäelinvuosina (life years gained, LYG) ja laatupainotettuina lisäelinvuosina (quality adjusted life years, QALYs). Pikkulasten rokotusohjelman kustannusvaikutavuus verrattuna kohdennettuun rokotusohjelmaan arvioitiin lisäkustannuksena lisäelinvuotta ja saavutettua laatupainotettua lisäelinvuotta kohti. Arviointi toteutettiin terveydenhuollon näkökulmasta. Odotetut kustannukset ja terveysvaikutukset diskontattiin 3 % diskonttokorolla (STM:n asetus 201/2009).

Tulokset

Ilman rokotusohjelmaa yhden syntymäkohortin hepatiitti B -tapausten odotetut keskimääräiset terveydenhuollon kustannukset olivat diskonttaamattomana noin 119 000 euroa ja diskontattuna 33 000 euroa. Kustannuksista noin 70 % aiheutui kroonisen hepatiitti B -infektion ja sen jälkitilojen (maksakirroosi, maksasyöpä) kustannuksista.

Pikkulasten rokotusohjelmassa annetuilla rokotuksilla arvioitiin estettävän yhdessä syntymäkohortissa noin 3–4 kroonista hepatiitti B -infektiota ja 36 akuuttia infektiota, joista 20 % olisi oireisia. Rokotusohjelmalla säästetyt yhden syntymäkohortin diskonttaamattomat kustannukset olivat noin 107 000 ja diskontattuna noin 30 000 euroa. Pikkulasten hepatiitti B -rokotusohjelmalla saavutetun lisäelinvuoden kustannus oli 25 800 euroa ja lisä-QALYn kustannus oli 24 300 euroa, kun 5- ja 6-valenttisen rokotteen hintaeroksi oletettiin kaksi euroa.

Yhteenveto ja johtopäätökset

Hepatiitti B -infektiosta johtuva tautitaakka on Suomessa pieni. Rokotusohjelma oli kustannusvaikuttava terveydenhuollon näkökulmasta vain pienellä 5- ja 6-valenttisen rokotteen hintaerolla. Analyysissa ei otettu huomioon hepatiitti B -infektiosta johtuvia tuotannonmenetyksiä eikä matka- ja aikakustannuksia. Koska analyysi perustui staattiseen Markov-malliin, siinä ei otettu huomioon myöskään rokotusten mahdollista laumasuojaa. Kaikille vastasyntyneille annettava hepatiitti B -rokote vähentäisi pitkällä aikavälillä myös Suomessa syntyneiden riskiryhmiin kohdennettuja rokotuksia, mikä alentaisi rokotusohjelman kokonaiskustannuksia.

Helmikuussa 2016 ilmestyneessä raportissa (THL:n asettama hepatiitti B -rokotustyöryhmä 2016) hepatiitti B -rokotustyöryhmä suositteli 6-valenttisen yhdistelmärokotteen lisäämistä rokotusohjelmaan, mikäli rokotteen hinta ei ole merkittävästi nykyisen 5-valenttisen yhdistelmärokotteen hintaa korkeampi.

Lähteet

- Edmunds, W. J., Medley, G. F., Nokes, D. J. Vaccination against hepatitis B virus in highly endemic areas: Waning vaccine-induced immunity and the need for booster doses. *Transactions of the Royal Society of Tropical Medicine and Hygiene*. 1996; 90(4): 436-440.
- Edmunds, W. J., Medley, G. F., Nokes, D. J., ym. The influence of age on the development of the hepatitis B carrier state. *Proceedings. Biological Sciences / the Royal Society*. 1993; 253(1337): 197-201.
- Hahne, S., Ramsay, M., Balogun, K., ym. Incidence and routes of transmission of hepatitis B virus in England and Wales, 1995-2000: Implications for immunisation policy. *Journal of Clinical Virology: The Official Publication of the Pan American Society for Clinical Virology*. 2004; 29(4): 211-220.
- Hyams, K. C. Risks of chronicity following acute hepatitis B virus infection: A review. *Clinical Infectious Diseases: An Official Publication of the Infectious Diseases Society of America*. 1995; 20(4): 992-1000.
- Kapiainen S, Väisänen A, Haula T. Terveiden- ja sosiaalihuollon yksikkökustannukset Suomessa vuonna 2011. Terveiden ja hyvinvoinnin laitos: Raportti 3/2014, Helsinki. <http://urn.fi/URN:ISBN:978-952-302-079-5>
- Lapinleimu H, Peltola V, Raaska H, ym. Ulkomailta adoptoidun lapsen terveystarkastus. *Suomen Lääkärilehti* 2012;67:775-81.
- Sosiaali- ja terveysministeriö (STM). Pakolaisten ja turvapaikanhakijoiden infektio-ongelmien ehkäisy. Sosiaali- ja terveysministeriön julkaisuja 2009:21. Sosiaali- ja terveysministeriö, Helsinki. <http://urn.fi/URN:ISBN:978-952-00-2939-5>
- Surcel H, Haula T, Mäkelä M, ym. Alkuraskauden infektioseulonta Suomessa. Terveiden ja hyvinvoinnin laitos: Raportti 7/2014, Helsinki. <http://urn.fi/URN:ISBN:978-952-302-057-3>
- Terveiden ja hyvinvoinnin laitos (THL). Rokottaminen. Hepatiitti B -rokote. Katsottu 11/2016. <https://www.thl.fi/fi/web/rokottaminen/rokotteet/hepatiitti-b-rokote>
- THL:n asettama hepatiitti B -rokotustyöryhmä. Pitäisikö hepatiitti B -rokotetta tarjota kaikille lapsille kansallisessa rokotusohjelmassa? Hepatiitti B -rokotustyöryhmän raportti. Terveiden ja hyvinvoinnin laitos (THL). Työpaperi 4/2016. Helsinki. <http://urn.fi/URN:ISBN:978-952-302-620-9>

Budget impact analysis of cervical cancer screening strategies for Kuopio hospital district

Jari Kempers¹, Sami Väisänen²

¹Roche Diagnostics the Netherlands

²Roche Diagnostics Oy Finland

Introduction

At the time of writing this paper in November 2016, Finnish guidelines (Käypä Hoito-suositus) for cervical cancer screening are being revised. The old guideline recommends cytology-based cervical cancer screening every five years for 30-60-year-old women (Käypä Hoito-suositus 2010). Primary HPV testing with cytology triage is also mentioned, but not as a preferred screening strategy (Käypä Hoito-suositus 2010). Possibilities for the introduction of primary HPV screening in the public programme are being investigated. This health economics modelling study contributes to these discussions by comparing clinical benefits and costs of the current cytology-based screening (current practice), and primary HPV screening with reflex cytology triage (comparator), in the public cervical cancer screening programme in Kuopio Hospital District in Finland.

Methods

A budget impact model was developed to compare clinical benefits and costs of the cervical cancer screening strategies. The model consists of two main components; a decision-tree which models screening performance (diagnosis of CIN2-3 and cervical cancer) and costs, and a Markov model which simulates natural history of HPV infection, CIN and cervical cancer.

Current practice: The public cervical cancer screening programme in Finland is cytology-based (Figure 1). The routine screening interval is five years. Women with a normal cytology return to routine screening. ASCUS results are followed up with a cytology re-test in twelve months and women with LSIL or HSIL undergo a colposcopy.

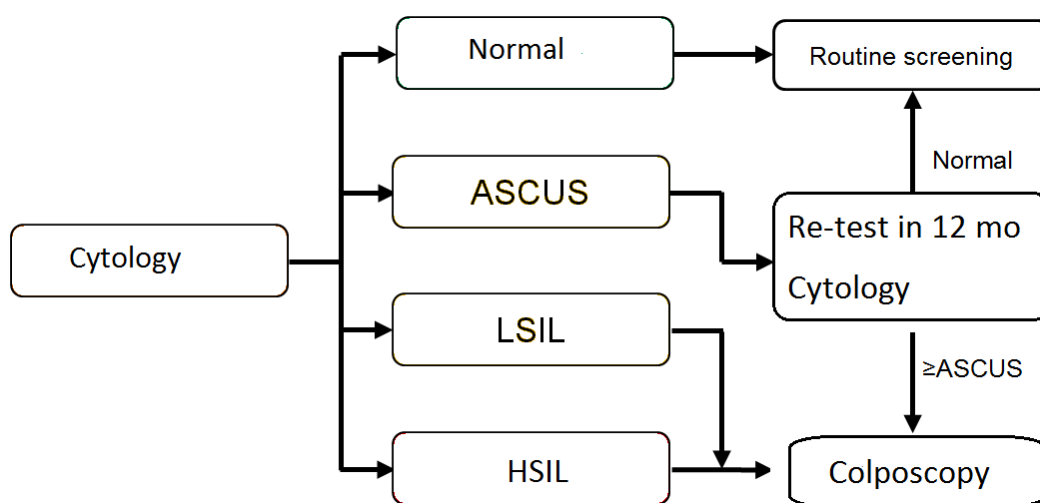


Figure 1: Current public cytology-based cervical cancer screening strategy in Finland.

Comparator: primary HPV screening with a reflex cytology triage, with a five-year screening interval (Figure 2). HPV negative women return to routine screening. HPV positive results are triaged with cytology. Cytology results \geq ASCUS undergo a colposcopy. Normal cytology results are followed up with an HPV re-test in twelve months. Women with a negative HPV re-test return to routine screening. 50% of women with a positive HPV re-test undergo a colposcopy and 50% a cytology triage. Women with a normal cytology re-test return to routine screening and \geq ASCUS undergo a colposcopy.

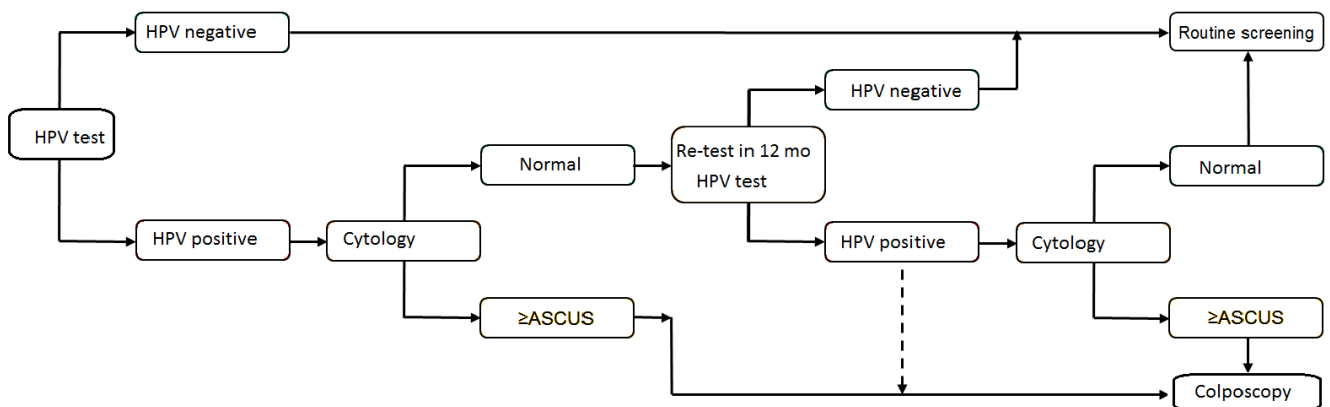


Figure 2: Comparator: Primary HPV screening with reflex cytology triage.

The modelling is done for a hypothetical cohort of 155,000 30-65-year-old women living in the Kuopio Hospital District in Finland (Cancer Society of Finland 2012). With the five-year screening interval, this translates to 31,000 screened 30-65-year-old women annually. The same cohort is used for both screening strategies.

Annual incidences of CIN1-3 and cervical cancer in the age group 30-65 years were calculated from a national population-based registry study (Salo et al 2013). Prevalence of HPV and HPV genotypes 16/18 are based on data of Fimlab Laboratories in Tampere, Finland (Mäenpää et al 2014). The performances of cytology and Cobas HPV test are from Athena trial (Cox et al 2013, Castle et al 2011, Wright et al 2012). Colposcopy is assumed to be 100% sensitive and specific.

Costs are divided into three main categories; screening, diagnostic and treatment costs. The screening costs include office visits, primary-, triage- and re-tests. Prices of cytology (€25.02) and routine screening office visits (€24.35) were based on prices of National Institute for Health Welfare (Kapiainen et al 2014) and literature (Salo et al 2013). The price of Cobas HPV tests was assumed to be the same as for cytology (€25.02). Diagnosis costs relate to diagnostic consultations, colposcopies and biopsies. Treatment costs include CIN2-3 and cervical cancer treatment. The budget impacts are calculated from a healthcare provider's perspective and costs adjusted to 2015 Euros.

Results

Clinical impact

According to the model results, the current cytology-based strategy detects 49.6% of cervical cancer and 48.6% of CIN2-3 cases (Figure 3). The comparator, primary HPV screening with reflex cytology triage, increases the detection to 76.4% of cervical cancer and 75.9% of CIN2-3 cases. The better screening performances of the comparator reduce annual incidence of cervical cancer in the screened population from the current 5.9 per 100,000 to 4.8 per 100,000. Consequently, the comparator reduces annual cervical can-

cer mortality from the current 1.5 per 100,000 to 0.7 per 100,000. Moreover, the comparator requires fewer (5.5) colposcopies per disease detected (CIN2-3 and cervical cancer) than the current practice (7.5).

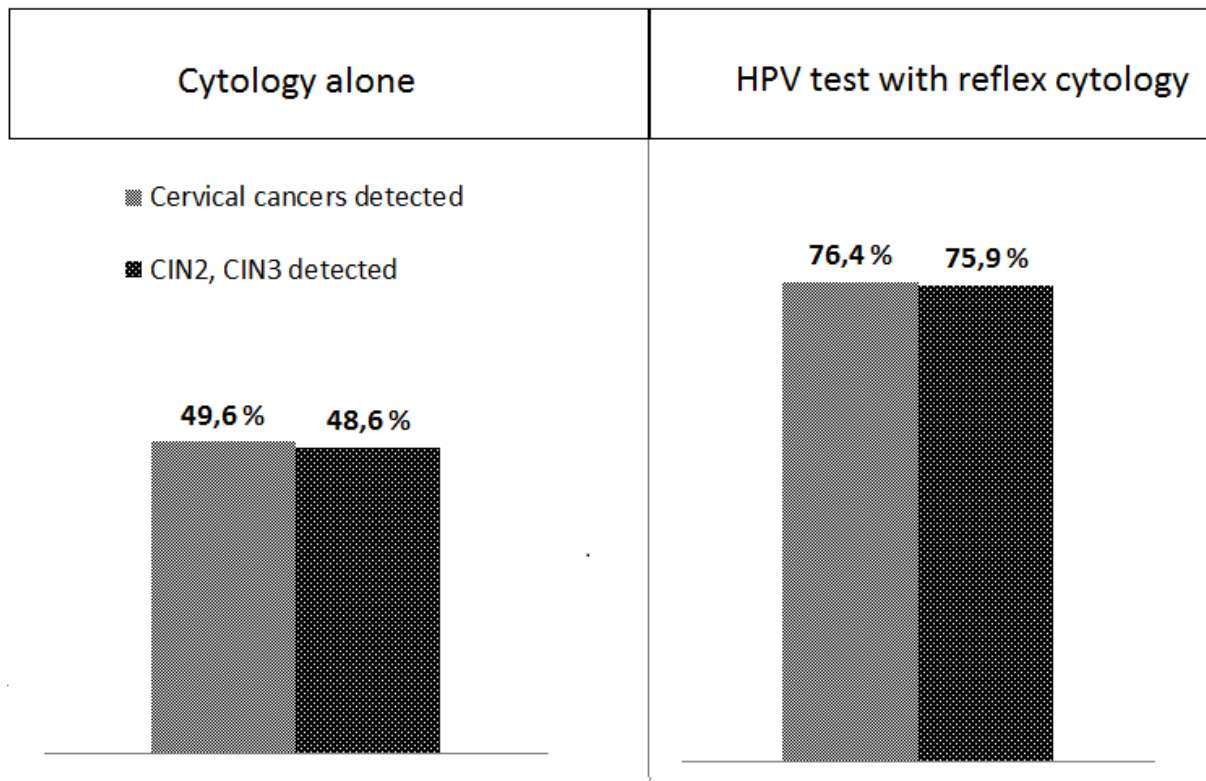


Figure 3: Performance of the screening strategies during two screening cycles. Detected cervical cancers and CIN2, CIN3 cases.

Budget impact

The costs are presented as average annual costs during the ten year screening period. Annual costs of the current cytology-based strategy are €2,242,000. Annual costs of the comparator; primary HPV screening with reflex cytology triage, are €2,454,000 (Figure 4). Consequently, the comparator increases annual costs by €212,000 (+9%). The largest cost component of both strategies is screening costs. Annual screening costs of the comparator are €1,642,000, which is €55,000 (+3%) more than the current practice (Figure 4). Annual diagnostic costs of the current cytology-based practice and the comparator are €283,000 and €296,000 (+5%), respectively. The comparator has higher diagnostics costs because more women are referred for a colposcopy.

The comparator detects more CIN2-3 and cervical cancer cases than the current practice. Consequently, treatment costs of CIN2-3 and cervical cancer are higher. Treatment costs of CIN2-3 increase from the current €254,000 to €363,000 (+43%) in the comparator. Similarly, cervical cancer treatment costs increase from the current €119,000 to €153,000 (+29%) in the comparator. It is important to note that incidences of CIN2-3 and cervical cancer decline in the comparator. This is the result of the better clinical performance of the HPV screening strategy. Consequently, after an initial peak during the first screening cycle, the treatment costs of the comparator decrease in the second screening cycle.

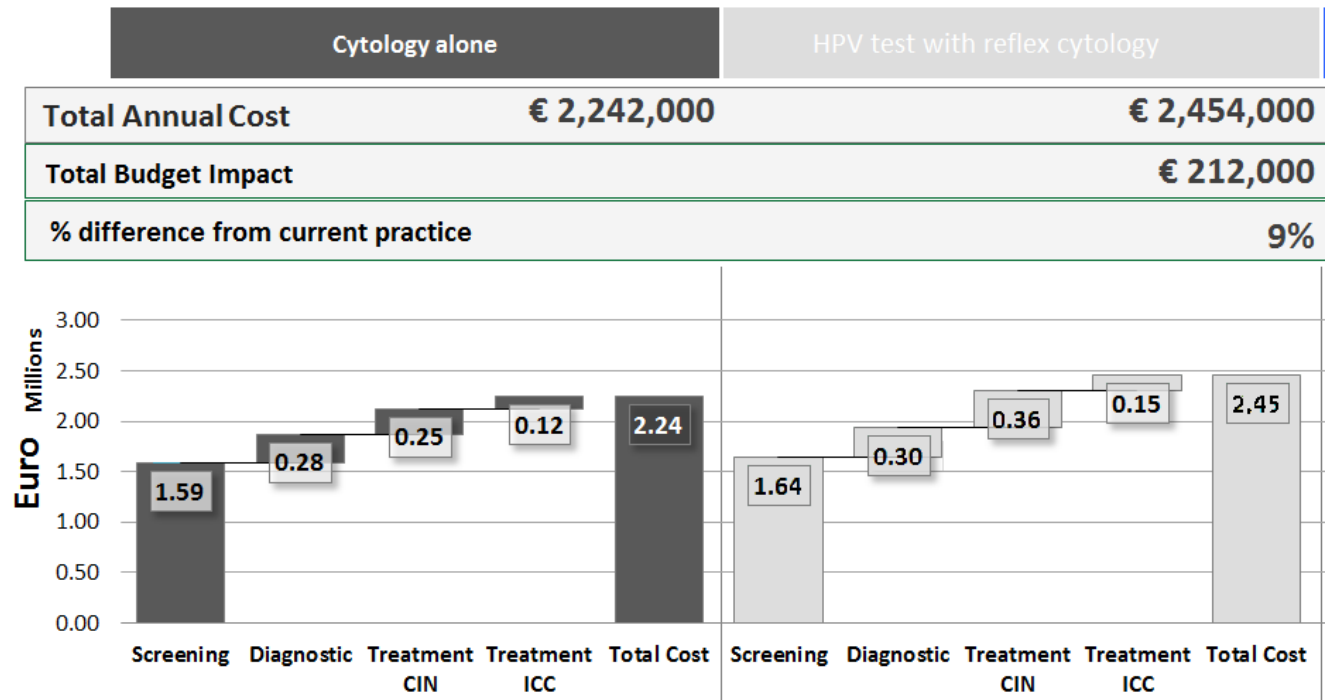


Figure 4: Budget impact of the screening strategies. Total annual costs, budget impact and costs per screening, diagnostic and treatment of CIN and cervical cancer.

Figure 5 shows the cost of detecting of \geq CIN2 cases. In the current cytology-based strategy the cost of detecting of one \geq CIN2 case is €22,700. The comparator uses the resources more efficiently and detects \geq CIN2 cases at a cost of €17,500 (-23%).



Figure 5: Cost per detected \geq CIN2 case.

Discussion

The results suggest that replacing the current cytology-based screening with the primary HPV screening strategies in the public cervical cancer screening programme in Kuopio Hospital District produces better clinical outcomes and increase costs.

The comparator, primary HPV screening with reflex cytology triage, has better screening performance than the current practice. The comparator detects annually 1.4 more cervical cancers and 40.3 more CIN2-3 cases. The better diagnosis reduces annual cervical cancer incidence in the screened population from the

current 5.9 to 4.8 per 100,000, and annual cervical cancer mortality from 1.5 to 0.7 per 100,000. These improvements come with an annual cost increase of €212,000 (+9%). Annual screening costs increase by €55,000 (+3%).

The HPV-based comparator detects more CIN2-3 and cervical cancer cases than the current cytology-based practice. Therefore, comparators' treatment costs of CIN2-3 and cervical cancer are initially higher. However, due to the resulting reduction of incidences of CIN2-3 and cervical cancer, treatment costs are expected to decline during the subsequent screening cycles.

Another reason for the budget increases is that the five-year screening interval makes the current cytology-based screening relatively low cost. However, sensitivity limitations of cytology may lead to missed diagnoses. The use of Cobas HPV test in conjunction with cytology triage addresses this shortcoming.

This study has certain limitations. As any modelling study, the results are influenced by the structure of the model and input parameters. The performances of cytology and Cobas HPV are based on a trial in the US, not on local data. The clinical results are sensitive to changes in the incidence of CIN2 and CIN3, and prevalence of HPV. Cost results are sensitive to changes in prices of cytology, HPV test, and screening consultation. The time horizon of the study is limited to two screening cycles. The impact of HPV vaccinations is not included in the analysis.

The model results suggest that replacing the current cytology-based screening with primary HPV screening with reflex cytology triage in public cervical cancer screening programme in Kuopio Hospital District, improve the detection of CIN2-3 and cervical cancer, and therefore produces better clinical outcomes. However, these improvements come at a cost. The comparator increases annual screening costs by 3% and total annual costs by 9%.

References

- Cancer Society of Finland – Syöpärekisteri. (2012). Cervical cancer screening programme in Kuopio area in 2012; target population, invited and screening women. Retrieved 6 May 2016, from <http://stats.cancerregistry.fi/joukkotilastot/Tilasto/Kohtu/2012/fin/v2012fin2637k2.html>
- Castle, P., Stoler, M., Wright, T., Sharma, A., Wright, T., & Behrens, C. (2011). Performance of carcinogenic human papillomavirus (HPV) testing and HPV16 or HPV18 genotyping for cervical cancer screening of women aged 25 years and older: a subanalysis of the ATHENA study. *The Lancet Oncology*, 12(9), 880-890. [http://dx.doi.org/10.1016/s1470-2045\(11\)70188-7](http://dx.doi.org/10.1016/s1470-2045(11)70188-7)
- Cox, J., Castle, P., Behrens, C., Sharma, A., Wright, T., & Cuzick, J. (2013). Comparison of cervical cancer screening strategies incorporating different combinations of cytology, HPV testing, and genotyping for HPV 16/18: results from the ATHENA HPV study. *American Journal Of Obstetrics* and *Gynecology*, 208(3), 184.e1-184.e11. <http://dx.doi.org/10.1016/j.ajog.2012.11.020>
- Käypä hoito -suositus. (2010). Kohdunkaulan, emättimen ja ulkosynnytinten solumuutokset. Kohdunkaulasyöpää ehkäisevä seulonta. Retrieved 4 May 2016, from <http://www.kaypahoito.fi/web/kh/suositukset/suositus?id=hoi50049>
- Mäenpää, J. (2014). Kokemuksia primaarista HPV-seulonnasta Tampereella 2012. Presentation, TaY/Tays/naistenklinikka 31.1.2014.
- Salo, H., Leino, T., Kilpi, T., Auranen, K., Tiihonen, P., & Lehtinen, M. et al. (2013). The burden and costs of prevention and management of genital disease caused by HPV in women: A population-based registry study in Finland. *International Journal Of Cancer*, 133(6), 1459-1469. <http://dx.doi.org/10.1002/ijc.28145>
- Wright, T., Stoler, M., Behrens, C., Apple, R., Derion, T., & Wright, T. (2012). The ATHENA human papillomavirus study: design, methods, and baseline results. *American Journal Of Obstetrics And Gynecology*, 206(1), 46.e1-46.e11. <http://dx.doi.org/10.1016/j.ajog.2011.07.024>